



NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, juni 2011

# Stemmer prisstivhetsmodeller overens med de empiriske funnene?

*En empirisk undersøkelse av prisendringer*

**Morten Øhrn**

**Geir Sune Tallaksen Østmoe**

**Veileder: Erik Ø. Sørensen**

Masteroppgave i fordypningsområdene  
samfunnsøkonomi og økonomisk analyse

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

## **Sammendrag**

Vi bruker AC Nielsens ERIM skannerdatasett med ukentlige prisobservasjoner for dagligvarer gjort tilgjengelig av Campbell og Eden (2010), og gjør nye analyser på dataene ved å replikere Nakamura og Steinssons (2008) fem prisingsfakta med et annet datasett. Ved å se på disse fem problemstillingene ønsker vi å kaste lys over realismen i de Ny-Keynesianske makroprisingsmodellene, og vurdere prisstivhetsmodellenes egnethet opp mot de empiriske funnene. Ingen av de to teoretiske modellene er fullt ut konsistente med de empiriske funnene.

## **Forord**

Vi ønsker å takke vår veileder Erik Ø. Sørensen for svært god hjelp i arbeidet med denne masteroppgaven. Vi ønsker også å takke Jan Idar Jacobsen, Katrine B. Larsen og Rune Mofoss for deres tilbakemeldinger på tidligere utkast.

Bergen, 15. juni 2011

Morten Øhrn

Geir Sune Tallaksen Østmoe

## Innholdsfortegnelse

1 Introduksjon.....	1
2 Teoretiske prisendringsmodeller .....	4
2.1 En modell for økonomien.....	4
2.2 Calvo-modellen .....	6
2.3 Menykostnadsmodellen.....	10
2.4 Oppsummering av modellene.....	13
3 Data .....	14
3.1 Deskriptiv statistikk.....	16
3.2 Justering av datasettet.....	18
3.2.1 Beregne ukentlige gjennomsnittspriser .....	19
3.2.2 Produktsubstitusjoner .....	19
3.2.3 Manglende observasjoner.....	20
3.2.4 Tilbudspriser.....	21
4 Empiriske funn .....	23
4.1 Tilbudspriser.....	24
4.1.1 Andel prisendringer og tilbudspriser .....	24
4.1.2 Prisers oppførsel etter tilbud.....	26
4.1.3 Nytt faktum.....	27
4.2 Andel prisoppganger og størrelsen på prisendringer.....	27
4.2.1 Andel prisendringer som er oppganger .....	27
4.2.2 Størrelsen på prisendringer.....	28
4.2.3 Nytt faktum.....	29
4.3 Inflasjon.....	29
4.3.1 Inflasjonsberegning .....	29
4.3.2 Inflasjon og andel prisoppganger og prisnedganger.....	30
4.3.3 Inflasjon og størrelse på prisoppganger og prisnedganger .....	32
4.3.4 Nytt faktum.....	32
4.4 Sesongvariasjoner.....	32
4.4.1 Andel prisoppganger og -nedganger .....	32
4.4.2 Sesongvariasjon i tilbudspriser.....	35
4.4.3 Nytt faktum.....	36
4.5 Hasardfunksjoner.....	36
4.5.1 Prisers hasardfunksjoner.....	37
4.5.2 Heterogenitet .....	39
4.5.3 Nytt faktum.....	40
5 Oppsummering .....	40
Referanseliste .....	44
Appendiks A Utledning av hasardfunksjonen for utvidet Calvo .....	49
Appendiks B Utledning av helningen i hasardkurven for utvidet Calvo .....	50

## 1 Introduksjon

Hvis priser på varer og tjenester ikke endrer seg umiddelbart i respons på endrede tilbuds- og etterspørselsforhold, vil pengepolitikken ha en realeffekt på økonomien, og vi sier at prisene er stive. All empiri tilsier også at priser i større eller mindre grad er stive. På bakgrunn av dette har man utviklet flere teorier som søker å forklare prisstivhet, og for slike mikroøkonomiske prisstivhetsmodeller trekker vi et skille mellom *tidsavhengige* og *tilstandsavhengige* modeller (Ball, Mankiw og Romer, 1988). I tidsavhengige modeller er tiden mellom hver prisendring eksogent gitt, og prisendringsbeslutningen er ikke direkte knyttet opp mot tilstanden i økonomien. I de tilstandsavhengige modellene er derimot prisendringsbeslutningen avhengig av om tilstanden i økonomien tilsier at det er lønnsomt å endre pris. I kapittel 2 presenterer vi en tidsavhengig modell, Calvo-modellen (Calvo, 1983 og Alvarez, Burriel og Hernando, 2005), samt en tilstandsavhengig menykostnadsmodell (Barro, 1972 og Sheshinski og Weiss, 1977; Golosov og Lucas, 2007, foreslår en utvidelse av disse modellene for å tillate produktivitetssjokk). Felles for begge modelltypene er at bedrifter lar prisene være uforandret i flere perioder, altså er prisene til en viss grad stive, og modellene predikerer at monetære sjokk har en realeffekt.

Prisstivhetsmodeller er av makroøkonomisk interesse fordi de utgjør det mikroøkonomiske grunnlaget for prisstivhet, en viktig antagelse i Ny-Keynesianske makromodeller med mikroøkonomisk fundament (Mankiw, 1985, Rotemberg, 1987 og Ball, Mankiw og Romer, 1988). Ny-Keynesianske makromodeller er det vanligste modellverktøyet brukt i analyse av pengepolitikk (Clarida, Galí og Gertler, 1999), og ulike varianter av disse Ny-Keynesianske makromodellene er i utstrakt bruk hos de fleste sentralbanker, og er dermed med på å danne grunnlaget for pengepolitiske beslutninger som valg av rentenivå (Blanchard og Galí, 2005).

De to ulike prisstivhetsmodelltypene gir ulike prediksjoner av monetære sjokk. Konsekvensene av slike sjokk er mer langvarige i Calvo-modellen enn i menykostnadsmodellen. Anta et stort monetært sjokk som følge av at sentralbanken øker pengemengden kraftig. Da vil realverdien av penger falle, og dermed faller også realprisen på bedrifters produkter. I menykostnadsmodellen har bedriftene mulighet til å reagere umiddelbart, og alle bedrifter som finner det lønnsomt vil endre priser. Også i Calvo-modellen vil mange bedrifter ønske å endre priser, men her er det kun de som mottar et eksogent prisendringssignal som har mulighet til å endre priser. Dermed ser vi at menykostnadsmodellen predikerer at den realøkonomiske effekten av det monetære sjokket

blir liten, fordi den kraftige økningen i antall prisendringer sørger for at realprisene i liten grad er annerledes enn de var før det monetære sjokket (Caplin og Spulber, 1987 og Golosov og Lucas, 2007). Calvo-modellen predikerer en større realøkonomisk effekt, fordi realprisene i større grad blir endret på grunn av færre nominelle prisendringer (Calvo, 1983). Prediksjonene fra disse prisstivhetsmodellene er viktige, for hvis ikke prisene er stive i de Ny-Keynesianske makromodellene, vil disse predikere liten realøkonomisk effekt av monetære sjokk, og pengepolitikken vil miste sin rolle som styringsvirkemiddel (Ball, Mankiw og Romer, 1988 og Yun, 1996). Derfor er det viktig å få mer kunnskap om bedrifters prisingsadferd.

I en nylig utgitt artikkel etablerer Nakamura og Steinsson (2008) fem fakta om priser i et makroperspektiv: (1) For konsumpriser er medianandelen prisendringer for ikke-tilbudspriser omtrent halvparten av hva den er for faktiske priser, henholdsvis 9-12 % per måned mot 19-20 % per måned. (2) En tredjedel av ikke-tilbudsprisendringer er prisnedganger. (3) Andelen prisoppganger samvarierer sterkt med inflasjon, mens andelen prisnedganger og størrelsen på prisoppganger og -nedganger ikke samvarierer med inflasjon. (4) Andelen prisendringer er høyst sesongavhengig, andelen er størst i første kvartal for så å falle. (5) Det er ingen bevis for en stigende hasardfunksjon for individuelle produkter.

Vi bruker AC Nielsens ERIM skannerdatasett med dagligvarepriser fra seks varekategorier over 123 uker, fra 42 ulike butikker i USA på 1980-tallet. Datasettet er vesentlig mer detaljert enn Nakamura og Steinssons (2008), og åpner for å gjøre grundigere mikroanalyser enn dem. Datasettet er gjort tilgjengelig av Campbell og Eden (2010), og vi gjør nye analyser på dataene ved å replikere Nakamura og Steinssons (2008) fem prisingsfakta med et annet datasett. Nakamura og Steinsson (2008) brukte et konsumprisdatasett med mikrodata fra 1998-2005. Dette er datasettet som blir brukt til å beregne konsumprisindeksen i USA, og samles inn av Bureau of Labor Statistics (BLS). Ved å se på Nakamura og Steinssons (2008) fem problemstillinger ønsker vi å kaste lys over realismen i de nevnte Ny-Keynesianske makroprisingsmodellene, og vurdere prisstivhetsmodellenes egnethet opp mot de empiriske funnene.

Den første prisendringsegenskapen vi undersøker er hvor ofte priser endrer seg. De siste tiårene har det vært en voksende empirisk litteratur som undersøker hvordan bedrifter endrer priser. Cecchetti (1986) undersøkte prisendringer på 38 amerikanske magasiner fra 1953-1979, og fant at 22,1 % av prisene ble endret per år. Gjennomsnittlig prislengde varierer sterkt over datasettet, fra 1,8-14 år. Selv i høyinflasjonsårene på 1970-tallet ble ikke prisene endret oftere enn hvert tredje år. Kashyap (1995) undersøkte priser på 12 varer i

postordrekataloger fra 1953-1987, og fant at prisene forble uendret i mellom seks måneder og tre år. Blinder et al. (1998) gjorde spørreundersøkelser av 200 bedrifters prisingspolitikk, og fant at medianlevetiden for priser var ett år. Et litteraturstudium av Taylor (1999) fant at den konvensjonelle antagelsen i litteraturen var at priser i snitt ble endret én gang i året. Dette ble endret da Bils og Klenow (2004) fant at medianandelen av prisendringer var 21 % per måned, noe som impliserer en medianvarighet på 4,3 måneder. Dette tyder på vesentlig mer fleksible priser enn tidligere antatt, og dermed at realeffekten av monetære sjokk kan være mindre enn tidligere antatt. Estimaten er basert på et konsumprisdasett fra BLS med månedlige prisobservasjoner innenfor 350 vare- og tjenestekategorier for årene 1995-1997. Men det kan være at prisvarigheten er enda kortere enn Bils og Klenow (2004) fant: de undersøker prisendringer på månedlig basis, men det er ingen ting som tilsier at priser ikke kan endres flere ganger i løpet av én måned. Hvis en vare endrer pris for eksempel tre ganger i løpet av én måned, vil dette registreres som én prisendring hos BLS, mens det i virkeligheten har vært tre prisendringer. I studier som benytter månedsdata er altså fare for at andelen prisendringer undervurderes, og dermed at varigheten overvurderes. En undersøkelse av prisendringer med ukedata, slik vi gjør, vil derfor utfylle tidligere undersøkelser og gi mer detaljert kunnskap om prisendringer.<sup>1</sup>

Hverken Cecchetti (1986), Kashyap (1995), Blinder et al. (1998) eller Bils og Klenow (2004) tar spesielt hensyn til tilbudspriser, altså priser som settes ned i en kortvarig periode for så å settes opp igjen. En viktig lærdom fra den teoretiske litteraturen om prisendringer er imidlertid at forskjellige typer prisendringer kan ha vidt forskjellige makroøkonomiske implikasjoner, og Kehoe og Midrigan (2007) viser at den realøkonomiske effekten av monetære sjokk påvirkes av tilbudspriser. Når tilbudspriser er inkludert i dataene har man en høyere andel prisendringer, og da predikerer prisstivhetsmodeller liten effekt av monetære sjokk. Hvis man fjerner tilbudspriser fra dataene får man en lavere andel prisendringer, og modellene predikerer da mye større effekt av monetære sjokk. For å kunne evaluere den realøkonomiske effekten av monetære sjokk må man derfor avgjøre om tilbudspriser skal fjernes. Hvis man ikke fjerner tilbudspriser, sier man implisitt at en tilbudsprisendring er lik en hvilken som helst annen prisendring. Ved å fjerne tilbudspriser sier man implisitt at en tilbudsprisendring er det samme som å ikke endre pris i det hele tatt. Vi definerer følgende terminologi for å skille mellom de ulike typene av prisendringer: *ikke-tilbudspriser* er alle ”normale” prisobservasjoner, altså er alle tilbudspriser fjernet. *Faktiske*

---

<sup>1</sup> Eksempler på andre prisingsstudier som har brukt mikrodasett med ukentlige observasjoner er Levy, Dutta og Bergen (2002), Kehoe og Midrigan (2007) og Eden og Jaremski (2009).

*priser* er alle prisobservasjoner, altså er tilbudspriser ikke fjernet. En mer omfattende diskusjon kommer i kapittel 3.2.4. Det å vise forskjellen mellom faktiske priser og ikke-tilbudspriser er en viktig del av denne oppgaven, så vi velger gjennomgående å rapportere funn for både faktiske priser og ikke-tilbudspriser.

Etter funnene til Bils og Klenow (2004) økte interessen for empiriske undersøkelser av prisendringer, og Den europeiske sentralbanken satte ned en egen forskergruppe kalt Inflation Persistence Network, for å sammenfatte de empiriske funnene fra Euro-sonen. I Álvarez et al. (2006) og Dhyne et al. (2006) sammenfattes konklusjonene fra et stort antall studier, som blant annet bekrefter Bils og Klenows (2004) funn om at priser er vesentlig mindre stive enn tidligere antatt. Øvrige resultater fra disse artiklene vil bli presentert sammen med våre resultater i kapittel 4.

Denne oppgaven er strukturert som følger: i kapittel 2 presenterer vi to varianter av en tidsavhengig Calvo-modell, og to varianter av en tilstandsavhengig menykostnadsmodell. I kapittel 3 beskriver vi datasettet og de tilpasningene vi har gjort for å klargjøre det til analyseformålet. I kapittel 4 presenterer vi våre empiriske undersøkelser av de fem prisingsfaktaene. I kapittel 5 drøfter vi de empiriske resultatene opp mot de teoretiske prisstivhetsmodellene og konkluderer.

## **2 Teoretiske prisendringsmodeller**

I dette kapittelet vil vi komme med en teoretisk fremstilling av de to ulike typene av teoretiske mikroøkonomiske prisstivhetsmodeller. Vi undersøker to varianter av den tidsavhengige Calvo-modellen, kalt enkel og utvidet Calvo. Deretter ser vi på to varianter av den tilstandsavhengige menykostnadsmodellen, henholdsvis menykostnadsmodell uten og med produktivitetssjokk. Vi viser at de ulike modellene gir forskjellige implikasjoner for de fem prisingsfaktaene. Siden de to modelltypene gir ulike prediksjoner om realeffekten av et monetært sjokk, vil valget av mikroøkonomisk modellfundament påvirke de Ny-Keynesianske makromodellenes prediksjoner av realeffekten av monetære sjokk.

### **2.1 En modell for økonomien**

Før vi går inn på selve prisstivhetsmodellene, vil vi sette opp en modell for økonomien bedriftene opererer i. Vi velger å se på prisingsvalget for ett enkelt produkt i én enkelt bedrift. Modellen er en generalisering av Nakamura og Steinsson (2008).

I en periode  $t$  produserer bedriften  $y_t$  antall enheter av ett produkt. Bedriften bruker én innsatsfaktor, arbeidskraft, og produksjonen er gitt ved



$$y_t = A_t L_t, \quad (2.1)$$

der  $L_t$  er bedriftens arbeidsstokk og  $A_t$  er en multiplikativ teknologifaktor. Bedriften står overfor en etterspørsel  $D(p_t)$  rettet mot produktet, der  $p_t$  er den nominelle prisen for produktet. Vi forutsetter at det ikke forekommer under- eller overproduksjon, slik at bedriften akkurat dekker etterspørselen. Følgelig er

$$y_t = D(p_t). \quad (2.2)$$

Vi forutsetter at bedriften ikke står overfor andre produktspesifikke kostnader enn lønnskostnadene. Produktets overskuddsfunksjon  $\pi_t$  er da gitt ved inntektene fra salget fratrasket lønnskostnadene. Det innebærer at

$$\pi_t = y_t p_t - W_t L_t, \quad (2.3)$$

der  $W_t$  er det nominelle lønnsnivået. Setter vi sammen (2.1), (2.2) og (2.3) finner vi at overskuddsfunksjonen kan skrives om til

$$\pi_t = D(p_t) \left( p_t - W_t \frac{1}{A_t} \right). \quad (2.4)$$

Dette uttrykket gir produktets nominelle overskudd i periode  $t$ .

Vi definerer videre  $P_t$  som et mål på det aggregerte prisnivået i økonomien. Da er produktets realoverskudd  $\pi_t/P_t$  gitt ved

$$\frac{\pi_t}{P_t} = D\left(\frac{p_t}{P_t}\right) \left( \frac{p_t}{P_t} - \frac{W_t}{P_t} \frac{1}{A_t} \right), \quad (2.5)$$

der  $p_t/P_t$  er produktets realpris og  $W_t/P_t$  er reallønnsnivået.

Det nominelle prisnivået  $P_t$  endrer seg fra periode til periode, og vil i en gjennomsnittlig periode øke, slik at vi får inflasjon. Per definisjon er inflasjonen fra periode  $t - 1$  til periode  $t$  gitt ved  $\log P_t - \log P_{t-1}$ . Vi lar  $\mu$  være en konstant forventet inflasjon, men samtidig åpner vi opp for inflasjonssjokk for å se hvordan det påvirker bedriftenes prisingsvalg i de ulike prisstivhetsmodellene. Vi lar da prisnivået følge prosessen

$$\log P_t = \mu + \log P_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2), \quad (2.6)$$

der  $\eta_t$  er et inflasjonssjokk. Dette uttrykket kan skrives om til

$$\log P_t - \log P_{t-1} = \mu + \eta_t. \quad (2.7)$$

Vi ser dermed at inflasjonen fra periode  $t - 1$  til periode  $t$  kan skrives som summen av forventningsverdien  $\mu$  og inflasjonssjokket  $\eta_t$ . Ettersom inflasjonssjokket har forventning lik 0, vil inflasjonen i en gjennomsnittlig periode være lik  $\mu$ .

Videre forutsetter vi for enkelhets skyld at lønnsnivået  $W_t$  fra periode til periode følger samme utvikling som prisenivået  $P_t$ , slik at vi får en konstant reallønn  $W_t/P_t$ . Foreløpig venter vi med å modellere teknologifaktoren  $A_t$ , ettersom vi vil se på hvordan ulike tilnærminger her påvirker resultatene fra prisstivhetsmodellene.

I en økonomi uten prisstivhet vil bedriften sette en pris som maksimerer det umiddelbare realoverskuddet uten å ta hensyn til kommende perioder, ettersom bedriften alltid kan sette en ny pris i fremtiden. Bedriften løser dermed prisingsproblemet

$$p_t = \arg \max_{p_t} \left[ \frac{\pi_t}{P_t} \right]. \quad (2.8)$$

Med prisstivhet blir prisingsproblemet mer komplisert, og vi vil analysere denne økonomien i lys av både Calvo-modellen og menykostnadsmodellen.

## 2.2 Calvo-modellen

Calvo (1983) modellerer prisstivhet ved å la bedrifter endre priser hvis de mottar et prisendringssignal. Sannsynligheten  $1 - \theta$  for at en bedrift mottar signalet i dag er konstant og eksogent gitt, og er uavhengig både av tiden som har gått siden sist bedriften mottok signalet, og av tilstanden i økonomien.

Calvo-modellen tilhører derfor klassen av *tidsavhengige* modeller, der tiden mellom hver prisendring er eksogent gitt. Modellen er mye brukt som basis for prisstivhet i ulike studier (se for eksempel Woodford, 1996, Clarida, Galí og Gertler, 1999, og Alvarez, Burriel og Hernando, 2005), ikke minst på grunn av at den er matematisk enkel å behandle, men også på grunn av at den kan forklare store prisendringer som respons på økonomiske sjokk (Gagnon, 2007).

I sin enkleste form forutsetter Calvo-modellen at alle bedrifter har samme endringssannsynlighet, og dermed samme  $\theta$ . Man kan imidlertid også utvide modellen ved å dele bedriftene inn i grupper, der hver gruppe har en egen  $\theta$ . Vi vil se på begge varianter, og kalle modellene henholdsvis *enkel Calvo* og *utvidet Calvo*.

Først vil vi se på hvordan bedriftenes prisingsproblem i Calvo-modellen skiller seg ut fra prisingsproblemet uten prisstivhet. I Calvo-modellen vil en bedrift som ikke mottar prisendringssignalet være nødt til å holde

$$p_t = p_{t-1}, \quad (2.9)$$

uavhengig av hva den optimale prisen hadde vært. En bedrift som mottar signalet vil endre pris til et nytt optimalt nivå, men ikke bare basert på dagens situasjon. Bedriften må også ta

hensyn til kommende perioder, ettersom bedriften ikke vet når den vil kunne endre pris på nytt. Prisingsproblemet bedriften står overfor, kan defineres som

$$p_t = \arg \max_{p_t} \left[ \frac{\pi_t}{P_t} + \sum \beta^i E_t \frac{\pi_{t+i}}{P_{t+i}} \right], \quad (2.10)$$

der  $\beta$  er en konstant neddiskonteringsfaktor og  $E_t$  er en forventningsparameter basert på den informasjonen bedriften kjenner til på tidspunkt  $t$ . I dette prisingsproblemet må bedriften blant annet legge til grunn hvor lenge det er sannsynlig at den må vente på å få endre pris igjen, og hvor mye prisnivået og teknologien antas å endre seg i fremtidige perioder. Optimal pris i dag vil derfor i de fleste tilfeller være forskjellig fra optimal pris uten prisstivhet.

På grunn av inflasjon vil man forvente at bedrifter som endrer priser, i de fleste tilfeller vil øke de nominelle prisene. Imidlertid vil negative sjokk kunne føre til prisnedganger også. Et lite, negativt sjokk vil kunne være nok til at gjøre det optimalt å redusere prisen for en bedrift som mottar prisendringssignalet kort tid etter forrige prisendring. Hvis  $\theta$  er lav vil prisene endres ofte, noe som gir større sannsynlighet for prisnedganger.

Samtidig som inflasjonen påvirker *retningen* prisene beveger seg i, er det et viktig poeng i Calvo-modellen at selve *beslutningen* om å endre pris er eksogent gitt, og ikke blir påvirket av inflasjonen. Høyere inflasjon vil føre til større prisoppganger, men ikke flere prisendringer.

Vi vil nå se på hasardraten for prisendring i Calvo-modellen. På grunn av modellens matematiske enkelhet lar det seg gjøre å beregne eksakte hasardfunksjoner både for enkel og utvidet Calvo, og det lar seg også gjøre å utlede intuitivt hvilken form hasardkurvene vil ha.

Hasardfunksjonen er i diskret tid definert som  $h(k) = P(K = k \mid K \geq k)$ , altså angir den hvor stor sannsynlighet det er for at en pris endres i dag, gitt at den sist ble endret for  $k$  tidsenheter siden. Dermed angir  $k$  prisen alder. I den enkle Calvo-modellen er sannsynligheten for prisendring lik  $1 - \theta$  uavhengig av hvor lang tid det har gått siden forrige gang prisen ble endret. Hasardfunksjonen er dermed gitt ved

$$h(k) = 1 - \theta, \quad (2.11)$$

noe som innebærer en flat hasardkurve.

Dette kan også vises mer formelt. Vi definerer  $n(k)$  som antall priser som ble endret for  $k$  tidsenheter siden, og av disse prisene definerer vi overlevelsesfunksjonen  $s(k)$  som antall priser som ikke har blitt endret på nytt i løpet av de siste  $k - 1$  periodene. Av disse

prisene igjen definerer vi  $f(k)$  som antall priser som endrer seg i dag. Hasardfunksjonen angir sannsynligheten for at en pris som er  $k$  tidsenheter gammel endrer seg, og denne sannsynligheten tilsvarer andelen priser som endrer seg,  $f(k)/s(k)$ . Hasardfunksjonen kan dermed skrives som

$$h(k) = \frac{f(k)}{s(k)}. \quad (2.12)$$

I den enkle Calvo-modellen får vi følgende funksjoner:

$$s(k) = \theta^{k-1}n(k), \quad (2.13)$$

$$f(k) = (1 - \theta)\theta^{k-1}n(k), \quad (2.14)$$

$$h(k) = 1 - \theta. \quad (2.15)$$

I den utvidede Calvo-modellen deler vi prisene opp i to grupper, hvor gruppe 1 har endringssannsynlighet  $1 - \theta_1$ , mens den for gruppe 2 er  $1 - \theta_2$ . Videre lar vi  $\theta_1 \geq \theta_2$ . En andel  $\lambda$  av prisene tilhører gruppe 1, mens  $1 - \lambda$  tilhører gruppe 2. Så lenge gruppene er heterogene, slik at  $\theta_1 \neq \theta_2$ , vil ikke hasardkurven lenger være flat, men fallende. Dette er et velkjent fenomen i litteraturen (Darby, Haltiwanger og Plant, 1985). Anta at man på et gitt tidspunkt har to like store grupper med priser som nettopp har blitt endret. Den ene gruppen er *stiv* og den andre er *fleksibel*, slik at priser i den fleksible gruppen har høyere sannsynlighet for å endres enn priser i den stive gruppen. Etter hvert som tiden går vil flere priser fra den fleksible gruppen ha endret seg enn fra den stive gruppen. Dermed er ikke gruppene like store lenger, blant de overlevende prisene er det flere stive enn fleksible priser. Jo eldre prisene blir, jo skjevare vil forholdet bli; de stive prisene vil utgjøre en stadig høyere andel av prisene, og jo høyere andelen av stive priser er, desto lavere andel av prisene vil endre seg. Etter hvert som andelen stive priser nærmer seg 1, vil hasardkurven asymptotisk nærme seg hasardraten til den stive prisgruppen. Dette er illustrert i figur 2.1.

Vi vil nå vise dette resultatet formelt. Calvo-modellen med to grupper gir følgende funksjoner:<sup>2</sup>

$$s(k) = \lambda\theta_1^{k-1}n(k) + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}n(k) \quad (2.16)$$

$$f(k) = \lambda(1 - \theta_1)\theta_1^{k-1}n(k) + (1 - \lambda)(1 - \theta_2)\theta_2^{k-1}n(k) \quad (2.17)$$

$$h(k) = \beta(k)(1 - \theta_1) + [1 - \beta(k)](1 - \theta_2) \quad (2.18)$$

---

<sup>2</sup> Se Appendiks A for utledningen av  $h(k)$ .

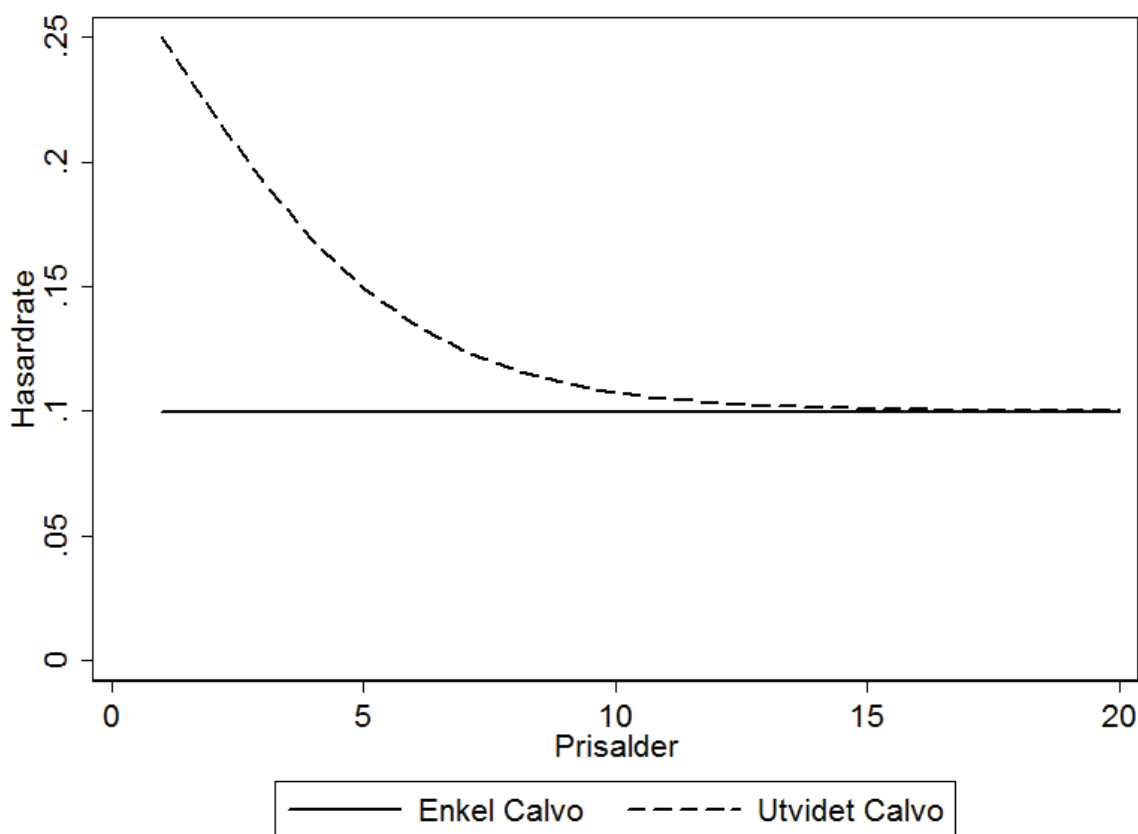
$$\text{der } \beta(k) = [1 + \left(\frac{\theta_2}{\theta_1}\right)^{k-1} \left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right)]^{-1} \text{ og } \theta_1, \theta_2, \lambda \in \langle 0,1 \rangle$$

Når  $k$  endres, blir endringen i hasardraten som følger:

$$\frac{\Delta h(k)}{\Delta k} = (\theta_2 - \theta_1) \frac{\Delta \beta(k)}{\Delta k} \quad (2.19)$$

Så lenge  $\theta_1 \neq \theta_2$ , blir  $\frac{\Delta h(k)}{\Delta k} < 0$ , slik at hasardkurven blir fallende.<sup>3</sup> Det kommer av at hvis  $\theta_1 > \theta_2$ , er  $\theta_2 - \theta_1 < 0$  og  $\frac{\Delta \beta(k)}{\Delta k} > 0$ , slik at produktet blir negativt.<sup>4</sup> Hvis derimot de to gruppene har lik endringssannsynlighet,  $\theta_1 = \theta_2$ , er  $\theta_2 - \theta_1 = 0$ , og dermed  $\frac{\Delta h(k)}{\Delta k} = 0$ , slik at hasardkurven blir flat. Det er naturlig, for når  $\theta_1 = \theta_2$ , har vi i realiteten bare én gruppe med bedrifter. Dette tilsvarer enkel Calvo, og som vi har sett, blir hasardkurven flat i den enkle Calvo-modellen.

Figur 2.1  
*Hasardfunksjoner for enkel og utvidet Calvo*



*Note:* Figuren viser hasardfunksjoner for henholdsvis enkel Calvo og utvidet Calvo, med prisens alder på x-aksen og hasardraten på y-aksen. For enkel Calvo har vi valgt  $\theta = 0,9$ . For utvidet Calvo har vi valgt å se på to like store grupper, slik at  $\lambda = 0,5$ ; videre har vi valgt  $\theta_1 = 0,9$  og  $\theta_2 = 0,6$ .

<sup>3</sup> Alvarez, Burriel og Hernando (2005) viser formelt at dette også gjelder når vi har mer enn to grupper med Calvo-bedrifter.

<sup>4</sup> Se Appendiks B for utledningen av disse resultatene.

I tillegg til at den utvidede Calvo-modellen åpner for at bedrifter kan ha ulik endringssannsynlighet, kan modellen også ta hensyn til sesongvariasjoner. Alvarez, Burriel og Hernando (2005) introduserer en variant av Calvo-modellen der en gruppe bedrifter holder prisen konstant gjennom hele året, med unntak av ett bestemt tidspunkt. På det tidspunktet har bedriftene en sannsynlighet  $1 - \theta$  for å motta prisendringssignalet og dermed kunne endre pris. Dersom en gruppe av bedrifter setter priser på denne måten, mens resten av bedriftene setter priser som i den enkle Calvo-modellen, vil man oppleve flere prisendringer på tidspunktet hvor de ”årlige” Calvo-bedriftene kan endre pris.

Setter man  $\theta = 0$ , vil alle de ”årlige” Calvo-bedriftene endre pris når tidspunktet for prisendring inntreffer. I så fall setter disse bedriftene priser som i modellen til Taylor (1980), der alle priser har en kontraktfestet lengde.

Hasardfunksjonen til Calvo-bedrifter som én gang i året endrer pris med sannsynlighet  $1 - \theta$ , og ellers holder prisen konstant, kan modelleres på følgende måte:

$$s(k) = \theta^{int(\frac{k-1}{12})} n(k) \quad (2.20)$$

$$f(k) = (1 - \theta) \theta^{int(\frac{k-1}{12})} n(k) I_{12}(k) \text{ der } I_{12}(k) = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \frac{k}{12} = int(\frac{k}{12}) \\ 0 & \text{hvis } \frac{k}{12} \neq int(\frac{k}{12}) \end{cases} \quad (2.21)$$

$$h(k) = (1 - \theta) I_{12}(k) \quad (2.22)$$

Vi forutsetter at en tidsenhet  $k$  tilsvarer en måned. Her er  $int$  en funksjon som runder tallet ned til nærmeste heltall.  $I_{12}(k)$  blir dermed en variabel som er lik 1 når prisen er et helt antall år gammel, og som ellers er lik 0.

Kombinerer man denne gruppen bedrifter med én eller flere grupper med ”vanlige” Calvo-bedrifter, vil disse bedriftene påvirke hasardkurven ved å legge inn lokale topper med 12 måneders mellomrom, og dermed får vi sesongvariasjon i andel prisendringer. I tillegg vil hasardkurven bli skjøvet nedover, ettersom de ”årlige” Calvo-bedriftene aldri vil endre pris utenom det fastsatte tidspunktet.

### 2.3 Menykostnadsmodellen

I Calvo-modellen skyldes prisstivhet at bedriftene ikke har lov til å endre pris i hver periode. En annen måte å modellere prisstivhet på er menykostnadsmodellen. Her har bedriftene lov til å endre pris så ofte som de ønsker, men hver gang de endrer pris, pådrar de

seg en *menykostnad*.<sup>5</sup> Dermed er det ikke lønnsomt for bedriftene å endre pris hvis gevinsten ved prisendring er mindre enn menykostnaden. Menykostnader kan omfatte både de direkte administrative kostnadene en bedrift pådrar seg ved å endre priser, og indirekte informasjonskostnader man påfører kundene (Barro, 1972).

Mens Calvo-modellen er tidsavhengig, er menykostnadsmodellen *tilstandsavhengig*; hvorvidt en bedrift endrer pris, er avhengig av om tilstandene i økonomien tilsier at det er lønnsomt å endre pris. Caplin og Spulber (1987) argumenterer for tilstandsavhengige modeller fremfor tidsavhengige ved å modellere en økonomi hvor bedriftene som endrer pris ikke er tilfeldig valgt, men er de bedriftene hvor prisene ligger lengst unna gjennomsnittet.

Vi forutsetter at bedriftene står overfor en konstant realmenykostnad. Som vist av blant andre Barro (1972) og Sheshinski og Weiss (1977), vil bedriftenes optimale strategi i denne settingen være å la realprisene bevege seg mellom to ytterpunkter,  $s$  og  $S$ . Så lenge en nominell pris ikke endres, vil inflasjon føre til at realprisen reduseres. Når realprisen kommer ned i bunnpunktet  $s$ , vil bedriften endre den nominelle prisen slik at realprisen blir lik  $S$ . Deretter vil inflasjon igjen sørge for at realprisen reduseres ned mot  $s$ , før en ny prisendring fra bedriften gjør at realprisen på ny blir lik  $S$ .

Vi modellerer menykostnaden ved å la bedriften måtte bruke  $Z$  enheter mer arbeidskraft hver gang den endrer pris. Ettersom vi har forutsatt konstant reallønn, blir også realmenykostnaden  $W_t Z / P_t$  konstant. Produktets realoverskudd blir endret til

$$\frac{\pi_t}{P_t} = D\left(\frac{p_t}{P_t}\right) \left(\frac{p_t}{P_t} - \frac{W_t}{P_t} \frac{1}{A_t}\right) - \frac{W_t}{P_t} Z I_t(p_t), \quad (2.23)$$

der  $I_t(p_t) = 0$  hvis bedriften setter  $p_t = p_{t-1}$ , og  $I_t(p_t) = 1$  ellers.

Modelleringen av  $A_t$  er vesentlig for menykostnadsmodellen. Tradisjonelt har de fleste artikler forutsatt at det ikke forekommer sjokk i produktivitet, og kun sett på aggregerte inflasjonssjokk.<sup>6</sup> Vi modellerer inflasjonssjokk ved å la  $P_t$  følge en stokastisk prosess som vist ovenfor, men vi vil også se på hvilke implikasjoner det får dersom vi modellerer logaritmen til  $A_t$  som en stokastisk prosess på samme måte som Nakamura og Steinsson (2008):

$$\log A_t = \rho \log A_{t-1} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2), \quad 0 < \rho < 1 \quad (2.24)$$

<sup>5</sup> Begrepet ”menykostnad” kommer opprinnelig av den direkte kostnaden en restaurant opplever når den må trykke opp nye menyer, men i økonomifaget brukes begrepet nå generelt om alle kostnader en bedrift pådrar seg når den endrer priser.

<sup>6</sup> Eksempler på dette er Sheshinski og Weiss (1977), Caplin og Spulber (1987) og Dotsey, King og Wolman (1999), mens de nyere artiklene av Golosov og Lucas (2007), Gagnon (2007) og Nakamura og Steinsson (2008) også ser på sjokk i  $A_t$ .

Denne prosessen innebærer at den ubetingede forventningsverdien for  $\log(A_t)$  er 0, slik at  $A_t$  blir 1, men at  $\epsilon_t$  åpner for både positive og negative produktivitetssjokk. Verdien av  $\rho$  angir i hvor stor grad dagens produktivitet avhenger av tidligere perioders sjokk.

Vi vil både se på modellen der  $A_t$  er konstant og modellen der  $A_t$  følger prosessen i ligning (2.24). Vi kaller disse to modellene henholdsvis *menykostnadsmodell uten produktivitetssjokk* og *menykostnadsmodell med produktivitetssjokk*.

Bedriftenes prissettingsproblem i menykostnadsmodellen kan settes opp på samme måte som bedriftene i Calvo-modellen i periodene hvor disse bedriftene får endre pris:

$$p_t = \arg \max_{p_t} \left[ \frac{\pi_t}{P_t} + \sum \beta^i E_t \frac{\pi_{t+i}}{P_{t+i}} \right] \quad (2.25)$$

Mens Calvo-bedriftene her vurderer sannsynligheten for å få endre pris i fremtiden, vurderer menykostnadsbedriftene kostnaden ved å endre pris, både i dag og i fremtiden. Ettersom prisendringer er kostbare i menykostnadsmodellen, vil bedriftene i utgangspunktet ikke endre pris på et produkt like etter en initial prisendring. I stedet vil de holde på prisen helt til inflasjonen har gjort realprisen så lav at det er lønnsomt å øke prisen igjen. Derfor vil et lite, negativt sjokk ikke være nok til å utløse en prisnedgang, altså motsatt av Calvo-modellen.

Her har modelleringen av produktivitetsprosessen  $A_t$  stor betydning. I modellen uten produktivitetssjokk vil man praktisk talt ikke oppleve prisnedganger. Bedriftene vil kun redusere pris hvis gevinsten ved prisnedgangen er større enn menykostnaden, og selv om man skulle få negativ inflasjon i en periode, vil ikke nødvendigvis gevinsten ved å redusere pris være stor nok. Dersom variansen til produktivitetssjokkene (målt ved  $\sigma_\epsilon^2$ ) er stor, vil produktivitetssjokkene oftere utløse en prisnedgang. Det samme gjelder dersom sjokkene er varige (målt ved  $\rho$ ). Modellen uten produktivitetssjokk tillater dermed praktisk talt ingen prisnedganger, mens modellen med produktivitetssjokk åpner for at prisnedganger kan utgjøre en vesentlig andel av prisendringene.

Dersom man ser bort fra nevnte produktivitetssjokk, er det inflasjonen som styrer prisendringene i menykostnadsmodellen. Høyere inflasjon vil føre til at realprisene reduseres raskere, noe som forkorter tiden mellom hver prisendring. Menykostnadsmodellen predikerer derfor at høyere inflasjon vil føre til hyppigere prisendringer.

Hasardkurven for menykostnadsmodellen lar seg ikke utlede like enkelt som for Calvo-modellen. Ettersom prisendringer bestemmes av tilstanden i økonomien, som igjen påvirkes av en rekke faktorer, er det ikke mulig å lage analytiske uttrykk for hasardfunksjonen. Man kan imidlertid simulere hasardfunksjonen dersom man har en



estimert modell å operere ut fra. Nakamura og Steinsson (2008) viser gjennom simuleringer at hasardkurven alltid vil være stigende i de første periodene, før den etter hvert enten fortsetter å stige eller flater ut.

Intuitivt er det enkelt å forklare hvorfor hasardkurven alltid vil være stigende når prisene er unge. Ettersom bedriftene i utgangspunktet ikke planlegger å endre priser med kort mellomrom, vil de bare finne det lønnsomt å endre unge priser hvis det skjer store sjokk. Hasardratene vil derfor være lave når prisene er unge.

Hasardkurvens videre form kan forklares av betydningen av henholdsvis inflasjon og produktivitetssjokk. I modellen uten produktivitetssjokk vil inflasjonen styre hasardkurven. Kurven vil da fortsette å stige, ettersom realprisene vil være lavere jo eldre de er. I modellen med produktivitetssjokk vil derimot muligheten for store produktivitetssjokk øke sannsynligheten for at relativt unge priser endres. Inflasjonen vil få mindre betydning, og hasardkurven vil flate ut. Felles for begge disse variantene av menykostnadsmodellen er at de ikke har noen sesongkomponent, og det er dermed ikke mulighet for sesongvariasjoner.

## 2.4 Oppsummering av modellene

Tabell 2.1

*Teoretiske prisingsmodeller holdt opp mot fem empiriske prisingsmoment*

	Enkel Calvo	Utvidet Calvo	Menykostnad uten prod.sjokk	Menykostnad med prod.sjokk
Tilbudspriser	Ikke tatt hensyn til	Ikke tatt hensyn til	Ikke tatt hensyn til	Ikke tatt hensyn til
Prisoppganger og -nedganger	Kan ha prisnedganger	Kan ha prisnedganger	Nesten ingen prisnedganger	Kan ha prisnedganger
Sammenheng mellom prisendringer og inflasjon	Ingen sammenheng	Ingen sammenheng	Positiv sammenheng	Positiv sammenheng
Sesongvariasjoner	Ingen variasjoner	Kan ha variasjoner	Ingen variasjoner	Ingen variasjoner
Hasardkurver	Flat kurve	Fallende kurve som deretter flater ut.	Stigende kurve	Stigende kurve som deretter flater ut

*Note:* Tabellen viser fire av de fem momentene Nakamura og Steinssons (2008) analyserer, og hvordan to teoretiske modeller for prisendringer, Calvo-modellen og menykostnadsmodellen, forholder seg til dem. Momentene er sortert etter Nakamura og Steinsson (2008). Moment nr. 1, andel prisendringer, står ikke i tabellen, fordi modellprediksjonene på dette punktet avhenger kritisk av parameterverdier vi selv bestemmer, nærmere bestemt størrelsen på henholdsvis det eksogene prisendringssignalet  $\theta$  og menykostnaden. I stedet har vi inkludert tilbudspriser i tabellen.

Vi har sett på hvilke implikasjoner to ulike typer teoretiske mikroøkonomiske prisstivhetsmodeller gir for Nakamura og Steinssons (2008) fem fakta som vi analyserer i kapittel 4. Resultatene fra modellene er oppsummert i tabell 2.1. Andel prisendringer, som er det første prisingsfaktumet, står ikke i tabellen. Dette fordi modellprediksjonene avhenger kritisk av parameterverdier vi selv bestemmer, nærmere bestemt størrelsen på henholdsvis det eksogene prisendringssignalet  $\theta$  og menykostnaden. I stedet har vi inkludert tilbudspriser i tabellen, fordi tilbudspriser har andre empiriske egenskaper enn vanlige prisendringer (Kehoe og Midrigan, 2007).

### 3 Data

Vi tar utgangspunkt i AC Nielsens ERIM skannerdatasett med 707 385 prisobservasjoner fra 42 dagligvarebutikker i USA i løpet av de 123 ukene fra uke 5 i 1985 til uke 23 i 1987. Hver salgstransaksjon i datasettet er den prisen som blir registrert i kassen når varen skannes inn, og på bakgrunn av mange millioner slike transaksjoner beregnes gjennomsnittlige ukesobservasjoner. Dataene er samlet inn fra henholdsvis 19 og 23 ulike butikker i de to små byene Springfield, Missouri og Sioux Falls, South Dakota, og disse butikkene står for 80 % av dagligvaresalget i de to byene. Vi har observasjoner for seks ulike varekategorier: ketchup, margarin, peanøttsmør, sukker, tunfisk og tørkepapir, og det er totalt 307 ulike produkter fordelt på disse kategoriene.

Den store fordelen med skannerdatasettet er den høye detaljgraden. For eksempel har Nakamura og Steinsson (2008) én kategori kalt margarin, mens vi har 62 spesifikke margarinprodukt, og vet også i nøyaktig hvilke butikker disse er solgt. Dermed har vi mulighet til å gjøre analyser av blant annet heterogenitet mellom produkter og markeder. En annen fordel er at skannerdata registrerer transaksjoner nesten uten menneskelig innblanding, altså helt motsatt av BLS' datainnsamling. Med seks forskjellige kategorier får vi et mye smalere kategorispekter enn studier som Bils og Klenow (2004) og Nakamura og Steinsson (2008) som ser på BLS-data, men til gjengjeld er det vanlig med få kategorier i skannerdatastudier, og seks kategorier er ikke lite i så måte.<sup>7</sup> Slike datasett er generelt ikke lange, og med 123 uker tåler datasettet vårt sammenlikning med andre studier. For eksempel bruker Eden og Jaremski (2009) et skannerdatasett på 121 uker, Hendel og Nevo (2005) har 104 uker, Ivancic, Diewert og Fox (2010) har 65 uker, mens Reinsdorf (1999) har 108 uker.

---

<sup>7</sup> For eksempel bruker Chevalier, Kashyap og Rossi (2000) et skannerdatasett med ni kategorier, Dalén (1997) har fire kategorier, mens Chib, Seetaraman og Strijnev (2004), Guadagni og Little (1983), Levy, Dutta og Bergen (2002) og Reinsdorf (1999) bruker skannerdatasett som kun omfatter én kategori.

De to sistnevnte studiene bruker skannerdata i forbindelse med inflasjonsberegninger, så selv om en alltid ønsker en så lang tidsserie som mulig, er ikke datasettet for kort til å gjøre inflasjonsanalysene i kapittel 4.3. En ulempe er at datasettet er fra midten av 1980-tallet. Men på bakgrunn av den teknologiske utviklingen mener vi at det i dag er minst like enkelt for en butikk å endre priser som på 1980-tallet, så eventuell skjevhet i dataene er i retning av at vi overvurderer graden av prisstivhet.

Datasettet har tidligere blitt brukt av Campbell og Eden (2010), og er publisert på deres hjemmesider.<sup>8</sup> De har også publisert kildekoden sin, og vi har brukt enkelte deler av denne til å klargjøre datasettet til analyseformålet. Campbell og Eden (2010) undersøker hvorvidt prisendringer er tids- eller tilstandsavhengige. Tidsavhengighet undersøkes ved å se på prisers hasardrate, mens tilstandsavhengighet undersøkes ved å se på hvorvidt sannsynligheten for en nominell prisendring er høyere for et produkt i én butikk som har en pris som er klart forskjellige fra gjennomsnittsprisen til dette produktet i alle andre butikker. De estimerer så en lineær regresjonsmodell som søker å forklare butikkens valg om å endre en nominell pris på bakgrunn av både tids- og tilstandsavhengighet. Det er kun for analysen av prisers hasardrate at våre studier delvis overlapper hverandre.

Datasettet har også blitt brukt i en rekke andre studier. Midrigan (2006) analyserer blant annet størrelsen og fordelingen av prisendringer og presenterer en variant av menykostnadsmodellen basert på funnene, mens Kehoe og Midrigan (2007) ser spesielt på tilbudspriser og hvordan modelleringen av dem får betydning for prisstivhetsmodellene. Videre har dataene blitt brukt til flere andre formål enn prisstivhet: Erdem, Imai og Keane (2003), Gupta et al. (1996), Kim (1995), Kim, Blattberg og Rossi (1995), Kim og Rossi (1994), Kim, Srinivasan og Wilcox (1999) og Yoon og Tran (2011) undersøker husholdningers merke- og prissensitivitet, samt heterogenitet mellom husholdninger. Erdem, og Keane (1996), Erdem, Keane og Sun (2008a, 2008b) og Karande og Kumar (1995) ser på sammenhenger mellom markedsføring og salg. Murthi, Haruvy og Zhang (2007) undersøker konsumenters respons på at priser varierer over tid, mens Erdem, Keane og Sun (1999) ser på problemer og løsninger knyttet til manglende observasjoner som følge av en vare som ikke selges hver uke.

I tillegg til skannerdataene har vi BLS-datasett for konsumprisindekser (KPI) for ketchup, margarin, sukker og tunfisk for samme periode som skannerdataene. Vi bruker

---

<sup>8</sup> <http://www.nber.org/~jrc/scanner/>

disse indeksene til å analysere sammenhengen mellom prisendringer og inflasjon i kapittel 4.3.

I det følgende presenterer vi deskriptiv statistikk fra det endelige skannerdatasettet, som består av 282 646 observasjoner. Deretter går vi nærmere inn på hvordan vi har klargjort datasettet til analysen.

### 3.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 3.1  
*Antall prisobservasjoner*

	Marked 1	Marked 2	Totalt	Andel av totalen
Ketchup	7 602	14 258	21 860	7,7
Margarin	43 947	78 442	122 389	43,3
Peanøttsmør	13 019	20 651	33 670	11,9
Sukker	12 882	25 222	38 104	13,5
Tunfisk	14 041	28 690	42 731	15,1
Tørkepapir	8 577	15 315	23 892	8,5
Totalt	100 068	182 578	282 646	100

*Note:* Tabellen viser antall prisobservasjoner for hvert enkelt marked for de seks kategoriene. Tallene er for det endelige datasettet. Andel av totalen er i prosent.

Tabell 3.1 viser antall prisobservasjoner i det rensede datasettet, og fordelingen over de seks kategoriene. Vi har flest prisobservasjoner for margarin, over 120 000, og dette er nesten tre ganger så mange som tunfisk, som er den nest største gruppen. Vi har færrest observasjoner for ketchup, men har allikevel totalt 21 860 observasjoner fordelt over 123 uker. Vi merker oss også at marked 2, Sioux Falls, har nesten dobbelt så mange prisobservasjoner som marked 1, Springfield. Derfor er det viktig å teste markedene hver for seg for å unngå at resultatene blir drevet av marked 2.

Tabell 3.2  
*Antall produkter*

	Marked 1	Marked 2	UPC'er som er i begge markeder	Totalt antall UPC'er	Gj.sn. antall butikker per UPC
Ketchup	17	22	7	32	4,7
Margarin	70	65	37	98	7,4
Peanøttsmør	40	36	12	64	3,7
Sukker	30	37	16	51	4,7
Tunfisk	22	31	18	35	10,0
Tørkepapir	15	18	6	27	7,3
Totalt	194	209	96	307	7,6

*Note:* UPC står for Universal Product Code, og hjelper oss å skille mellom forskjellige størrelse og varianter av ellers like produkt. Tabellen viser antall UPC'er for hvert enkelt marked for de seks kategoriene. Tallene er for det endelige datasettet.

Tabell 3.2 viser antall produkter som selges i hvert marked. Hvert produkt er identifisert ved en unik Universal Product Code (UPC). UPC-kodene er forskjellige både for

ulike størrelser av et gitt produkt, for eksempel 32 oz og 64 oz Heinz ketchup, og ulike varianter av samme merke, for eksempel JIF peanøttsmør med og uten peanøttbiter. Det er flest ulike margarinprodukt, mens vi har færrest produkter i kategorien tørkepapir. Selv om vi har dobbelt så mange prisobservasjoner for marked 2, ser vi at det er omtrent like mange produkter i hver av byene. På tross av dette er det kun 96 av 307 produkter som selges i begge byene. Vi ser derfor på Springfield og Sioux Falls som to forskjellige markeder. Gjennomsnittlig antall butikker per UPC er et mål på de ulike produktenes utbredelse, og forteller dermed implisitt hvor heterogene butikkene er når det kommer til produktutvalg. Med 10 butikker per UPC er tunfisk kategorien hvor produktene i snitt er å finne i flest butikker, mens peanøttsmør er lavest med 3,7. Dette er lave tall med tanke på at vi har 42 butikker i datasettet, og vi konkluderer derfor med at det er ganske stor grad av heterogenitet mellom butikkene med tanke på utvalg.

Tabell 3.3  
*Antall produkt-i-butikk*

	Marked 1	Marked 2	Totalt	Gj.sn. antall prisobs. per pib
Ketchup	63	119	182	120
Margarin	360	640	1 000	122
Peanøttsmør	108	172	280	120
Sukker	107	210	317	120
Tunfisk	115	234	349	122
Tørkepapir	71	126	197	121
Totalt	824	1 501	2 325	122

*Note:* Tabellen viser antall produkt-i-butikk over de seks kategoriene for begge markeder. Gj.sn. antall prisobs. per pib er gjennomsnittlig antall prisobservasjoner for hvert produkt-i-butikk, og på bakgrunn av vår datarensing kan dette ligge mellom 103-123. Tallene er for det endelige datasettet

Tabell 3.3 viser antall produkt-i-butikk, definert som ett konkret produkt i én konkret butikk. Det betyr at for eksempel Heinz ketchup 32 oz i butikk A er et unikt produkt-i-butikk, mens akkurat samme produkt solgt i butikk B regnes som et nytt unikt produkt-i-butikk. De 17 ulike ketchupproduktene vi har data for i marked 1 utgjør til sammen 63 unike produkt-i-butikk. Totalt har vi 2 325 unike produkt-i-butikk, og vi ser at marked 2 også målt i produkt-i-butikk er dobbelt så stort som marked 1. Som vi så av tabell 3.1 og tabell 3.2, skyldes ikke dette flere produkt i marked 2, så det må bety at hvert produkt i gjennomsnitt er spredt over flere butikker i marked 2 enn i marked 1. Siden vi har data for 123 uker vil vi maksimalt kunne registrere 123 prisobservasjoner for hvert enkelt produkt-i-butikk. Over alle de seks kategoriene har vi i gjennomsnitt 122 prisobservasjoner per produkt-i-butikk, så de aller fleste produkt-i-butikk har observasjoner for hele eller nesten hele perioden. Vi har dermed et svært godt datagrunnlag for å gjøre analyser helt ned på produkt-i-butikk-nivå.

Tabell 3.4

*Gjennomsnittlig og medianprisinivå for faktiske priser og ikke-tilbudspriser*

	Faktiske priser			Ikke-tilbudspriser			Tilbudspriser
	Gj.snitt	Median	Lengde	Gj.snitt	Median	Lengde	Lengde
Ketchup	1,2	1,1	3,7	1,2	1,1	5,3	1,4
Margarin	1,1	1,1	3,7	1,1	1,1	5,4	1,3
Peanøttsmør	2,1	1,8	3,6	2,1	1,8	5,1	1,3
Sukker	1,6	1,1	4,4	1,6	1,1	6,6	1,4
Tunfisk	1,1	1,0	3,6	1,1	1,0	5,4	1,4
Tørkepapir	1,3	1,2	4,2	1,3	1,2	7,0	1,5
Totalt	1,3	1,1	3,8	1,3	1,2	5,6	1,4

*Note:* Gjennomsnittlige og medianpriser er i US\$. Median er medianprisen over alle prisobservasjoner, gj.snitt er gjennomsnittsprisen over alle prisobservasjoner. Lengde er gjennomsnittlig levetid for en pris, og er oppgitt i uker. Tallene er for det endelige datasettet

Tabell 3.4 viser prisenivået og gjennomsnittlig prislengde for faktiske priser og ikke-tilbudspriser. Med prislengde mener vi hvor lang tid en pris i snitt lever før den blir endret. Vi ser at prisenivået omtrent ikke påvirkes av om vi justerer for tilbudspriser eller ei. Medianprisen er noe lavere enn gjennomsnittsprisen, altså har vi enkelte høye priser som trekker opp gjennomsnittet. Tilbudspriser er kjennetegnet av å være mer kortlevde enn faktiske priser, og derfor øker naturlig nok lengden en pris lever før den endres i det vi justerer ut tilbudspriser. Dette ser vi også fra tabellen: i snitt lever tilbudspriser fire ganger kortere enn ikke-tilbudspriser.

### 3.2 Justering av datasettet

Før vi begynner på selve analysen må dataene tilpasses analyseformålet. Siden vi har ubehandlede data må vi gjøre en rekke justeringer. Først må vi på bakgrunn av alle registrerte salgstransaksjoner, for hvert produkt-i-butikk, i enhver gitt uke, regne ut den ukentlige gjennomsnittsprisen. For å unngå komplikasjoner knyttet til produktsubstitusjon, fjerner vi produkt-i-butikk hvor vi ikke har registrerte salgstransaksjoner både i begynnelsen og slutten av datasettet. Videre er det enkelte produkt-i-butikk hvor det ikke er registrerte salgstransaksjoner i alle uker, enten det skyldes at etterspørselen er lav, eller at butikken har gått tom for varen. Dette vanskeliggjør analyser av prisenes levealder, og vi må derfor bearbeide datasettet slik at vi får en mest mulig sammenhengende salgstransaksjonshistorie for hvert enkelt produkt-i-butikk. Til sist må tilbudspriser justeres ut, fordi tilbudspriser har andre empiriske egenskaper enn ikke-tilbudspriser (Campbell og Eden, 2007 og Kehoe og Midrigan, 2007). Vi gjør derimot ingen justeringer for eventuelle ekstremobservasjoner. Vi har skannerdata, så en feilprising må skyldes at feil pris er lagt inn i datasystemet og har fulgt med inn i transaksjonene.

### 3.2.1 Beregne ukentlige gjennomsnittspriser

Hver salgstransaksjon i datasettet er den prisen som blir registrert i kassen når varen skannes inn, og på bakgrunn av mange millioner slike daglige transaksjoner ønsker vi å beregne ukentlige prisobservasjoner. Vi beregner den ukentlige gjennomsnittsprisen ved å dividere totale inntekter på totalt antall salg for hvert enkelt produkt-i-butikk, for hver enkelt uke. I noen tilfeller får vi priser som har mer enn to desimaler. Dette kan oppstå hvis prisen har vært ulik på forskjellige tidspunkter i uken, enten på grunn av prisendring midt i uken, eller på grunn av tekniske feil. Dette gjelder 4 663 priser, som tilsvarer 1,7 % av det totale antallet priser i vårt endelige datasett. For å justere prisene følger vi Campbell og Eden (2010); der det er mulig erstatter vi den beregnede prisen med den laveste observerte prisen i løpet av uken. Der vi ikke har informasjon om laveste pris, sjekker vi om prisen ser ut til å være del av en stigende eller synkende sekvens, for eksempel  $4 - 4,566 - 5$  eller  $5 - 4,566 - 4$ .<sup>9</sup> I så fall antar vi at prisen er en gjennomsnittspris som følge av en prisendring midt i uken, slik at vi i realiteten opplever én prisendring, ikke to. Da erstatter vi den opprinnelig beregnede prisen med prisen i den påfølgende uken. De to tidligere nevnte sekvensene blir da henholdsvis  $4 - 5 - 5$  og  $5 - 4 - 4$ . Dersom prisen ikke er en del av en stigende eller synkende sekvens, for eksempel  $4 - 4,566 - 4$ , gjør vi ikke annet enn å runde av prisen til to desimaler.

### 3.2.2 Produktsubstitusjoner

Mange av produkt-i-butikk-ene har ikke registrerte salgstransaksjoner i hele perioden. I noen tilfeller ser det ut til at produktet ikke introduseres før et godt stykke ut i perioden, mens andre produkter ser ut til å bli tatt ut av markedet i løpet av perioden. I utgangspunktet kan det være interessant å se på produktsubstitusjoner, altså produkter som tas inn og ut av markedet, og hvorvidt prisingsstrategiene i slike tilfeller skiller seg fra prisingsstrategiene ved eksisterende produkter. Nakamura og Steinsson (2008) undersøker slike produktsubstitusjoner, men i deres datasett angir KPI-datainnhenterne i hvilke tilfeller det har skjedd en produktsubstitusjon. Vi har ingen tilsvarende angivelser å gå etter, og må se på hvilke uker skannerdataene ikke gir noen observasjoner for produktet. Da oppstår et problem: selv om vi for et gitt produkt-i-butikk ikke har registrert minst én salgstransaksjon i en bestemt uke, betyr ikke det nødvendigvis at butikken ikke har produktet i sortimentet. Det

---

<sup>9</sup> Sekvensen  $4 - 4,566 - 5$  betyr at vi ser på tre etterfølgende uker, der prisen er \$ 4 i den første uken, \$ 4,566 i den andre og \$ 5 i den tredje. Vi bruker denne notasjonen gjennomgående.

betyr bare at ingen kunder har kjøpt produktet den uken, noe som kan skyldes at butikken er utsolgt, eller at etterspørselen etter produktet er lav.

Men hvis det er lange perioder uten observasjoner, kan vi gå ut fra at produktet ikke lenger finnes i sortimentet. Et produkt som ikke er solgt i løpet av de siste 52 ukene, har neppe vært i sortimentet hele det siste året uten at en eneste vare har blitt solgt. Her oppstår imidlertid et nytt problem: det kan hende produktet har gått ut av markedet, men det kan også hende at produktet har gjennomgått noen små endringer, og i den forbindelse også har fått ny strekkode. Dermed vet vi ikke sikkert om det er snakk om en substitusjon. Vi mener derfor at vi ikke har tilstrekkelig grunnlag for å se spesielt på substitusjoner.

Vi velger derfor å fjerne produkter som går inn eller ut av markedet i løpet av perioden. Av totalt 10 832 produkt-i-butikk i rådatasettet er det bare 2 321 som har prisobservasjoner i både første og siste uke. Vi har undersøkt hvor mange nye produkt-i-butikk som introduseres uke for uke, og hvor mange som tas ut av markedet uke for uke. De første 14 ukene introduseres over 100 nye produkt-i-butikk i nesten hver uke, mens det i de resterende 109 ukene bare er 4 uker hvor over 100 nye produkt-i-butikk introduseres. I løpet av de siste 6 ukene blir over 90 produkt-i-butikk tatt ut av markedet hver uke, noe som kun skjer i 2 av de foregående 117 ukene. Vi finner det derfor sannsynlig at det i de fleste av disse tilfellene ikke er snakk om reelle substitusjoner, men snarere at ukene uten salgstransaksjoner er et resultat av at det gitte produktet var utsolgt eller opplevde lav etterspørsel i de siste ukene vi har data for. Det er 4 306 produkt-i-butikk som har prisobservasjoner i løpet av de første 14 og i tillegg i de siste 6 ukene, og vi velger å beholde alle disse produkt-i-butikk-ene i datasettet.

### **3.2.3 Manglende observasjoner**

Selv om et produkt-i-butikk har prisobservasjoner både i de første og de siste ukene i perioden, kan man oppleve mellomliggende uker der det ikke finnes observasjoner. Da oppstår det problemer når vi skal analysere prisendringer. Særlig vanskelig vil det være å se på prisenes levetid, som er bakgrunnen for et produkts hasardfunksjon. Derfor ønsker vi å luke ut alle produkt-i-butikk som ikke har sammenhengende prisserier.

De fleste produkt-i-butikk i datasettet mangler én eller flere observasjoner, så hvis vi fjerner alle som ikke har sammenhengende prisserier, ender vi opp med kun 102 489 prisobservasjoner, fordelt på 839 produkt-i-butikk. Det er imidlertid mange produkt-i-butikk som kun unntaksvis mangler observasjoner i en eller to uker. Så lenge man ikke mangler observasjoner i mange sammenhengende uker, får vi et rimelig representativt datasett ved å



erstatte manglende observasjoner med prisen fra foregående uke. Et eksempel på et slikt produkt-i-butikk ser vi i figur 3.1 i kapittel 3.2.4.

Tabell 3.5  
*Oversikt over antall prisobservasjoner over forskjellige ukegrenser*

Grense i uker	Antall prisobservasjoner	Antall produkt-i-butikk
0	102 789	839
1	209 792	1 722
2	282 646	2 325
3	335 526	2 763
4	377 642	3 114

*Note:* Tabellen viser hvor mange prisobservasjoner og hvor mange produkt-i-butikk datasettet ender opp med, avhengig av hvor mange sammenhengende uker vi tillater uten observasjoner. Hvis vi for eksempel setter grensen på 3 uker, betyr det at vi fjerner alle produkt-i-butikk som har 4 eller flere sammenhengende uker uten prisobservasjoner.

Tabell 3.5 viser en oversikt over antall priser og produkt-i-butikk i datasettet, avhengig av hvor mange sammenhengende uker uten prisobservasjoner vi tillater at et produkt-i-butikk kan ha. Vi ser at det er stor forskjell i antall gjenværende observasjoner i datasettet når vi øker grensen fra 0 til 1 uke, eller fra 1 til 2 uker, mens forskjellen deretter er avtagende. Vi ønsker i utgangspunktet så mange observasjoner som mulig, samtidig som vi ønsker å minimere risikoen for å sette inn feilaktige imputerte priser. Vi følger Campbell og Eden (2010) og setter grensen ved 2 uker, og får med det et datasett på 282 646 observasjoner, fordelt på 2 325 produkt-i-butikk. De 5 811 imputerte prisene utgjør kun 2,1 % av totalt antall priser i det endelige datasettet.

### 3.2.4 Tilbudspriser

Som nevnt i kapittel 1 og illustrert i tabell 3.4 og tabell 4.2 er tilbudspriser forskjellige fra ikke-tilbudspriser. Vi ønsker derfor å fjerne tilbudspriser fra datasettet. I Nakamura og Steinssons (2008) datasett har BLS-datainnhenterne definert hvilke priser som er tilbudspriser. I vårt datasett er ikke dette definert, så vi må selv vurdere når en prisnedgang er et tilbud, og når det er snakk om en ”vanlig” prisendring. Vi mener at en tilbudspris er en pris som først går ned, og deretter går opp løpet av kort tid, uavhengig av nivået på prisendringen. Campbell og Eden (2010) setter en grense for den initiale prisnedgang på minst 10 %, men gir ikke noe forsvar for dette valget. Midrigan (2006) justerer ut alle priser som går ned og deretter settes opp igjen innen fire uker, men setter intet krav til nedgangens størrelse. Det er ingen ting som tyder på at BLS har lagt til grunn at det må være minst 10 % nedgang for at en prisnedgang skal merkes som tilbud i deres database. Vi tror derfor at å ikke sette krav til nedgangens størrelse er nærmest Nakamura og Steinsson

(2008).<sup>10</sup> Dermed reduserer vi problemet til et mekanisk spørsmål om hvor lang tid en tillater at det går før en tilbudsprisnedgang reverseres.

Dette er en vanskelig diskusjon. Uansett hvor vi setter grensen vil enkelte priser bli feilaktig definert. Vårt inntrykk er at dagligvarebransjen er preget av kortvarige tilbud, og vi setter derfor grensen til to uker, noe som tilsvare Campbell og Eden (2010), men er kortere enn Midrigan (2006). For å teste robustheten i våre konklusjoner, har vi også gjort alle analysene med en grense på 4 uker. Vi finner imidlertid ikke at resultatene når grensen settes til 4 uker avviker vesentlig fra en grense på 2 uker, så vi rapporter ikke disse resultatene.

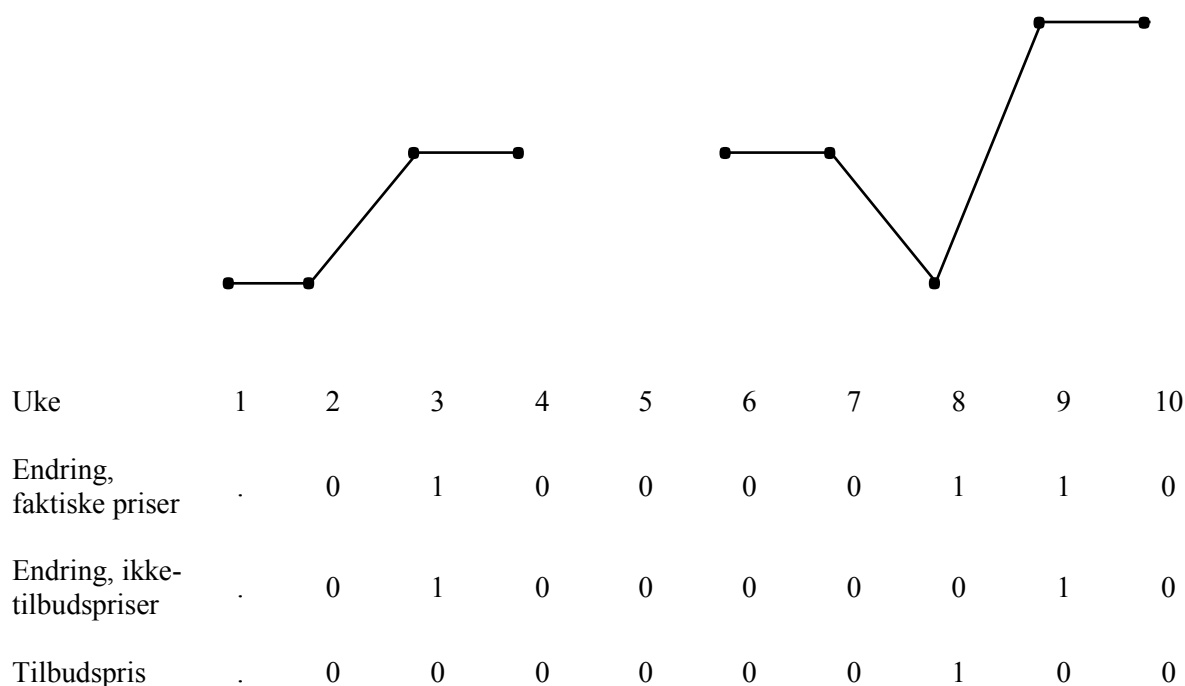
I tillegg til å ikke stille krav til den initiale prisnedgangens størrelse, mener vi også at det ikke bør stilles krav til den etterfølgende prisoppgangens størrelse. Selv om prisen ikke går opp til samme nivå som før, for eksempel  $5 - 3 - 4$ , mener vi at disse prisendringene best beskrives som tilbud med en etterfølgende ”normal” prisendring. Et slikt eksempel er illustrert i figur 3.1. Vi justerer tilbudsprisene opp til nivået de var på før tilbudet startet. Dermed vil henholdsvis  $5 - 3 - 4$  og  $5 - 4 - 6$  bli endret til  $5 - 5 - 4$  og  $5 - 5 - 6$ . Vi registrerer nå én prisendring i hvert av eksemplene, mot to prisendringer hvis man ikke justerer ut tilbudspriser.

Ved å justere tilbudsprisene opp til nivået før tilbudet startet, sier vi implisitt at en tilbudspris er tilsvarende en normal pris som holder seg uendret mens tilbudet varer. Et tilbud av typen  $5 - 4 - 5$  justeres dermed til  $5 - 5 - 5$ , slik at vi registrerer tre uker uten prisendring. Det kan diskuteres om dette er riktig fremgangsmåte, ettersom vi ikke kan si sikkert om prisen hadde vært 5 hvis produktet ikke hadde vært på tilbud. Nakamura og Steinsson (2008) løser dette ved å utelate observasjoner i perioder med tilbud. Problemet med den fremgangsmåten er at vi risikerer å miste varige prisendringer som forekommer umiddelbart etter tilbudsperioden, som i tilfellet  $5 - 4 - 6$ . Vi mener det blir mest riktig å anta at produktet i tilbudsperioden i begge tilfeller har en ”latent” pris på 5, som etter tilbudsperioden holdes på 5 i det første tilfellet, men som øker til 6 i det andre tilfellet. Denne metoden er i tråd med Campbell og Eden (2010), Midrigan (2006) og Kehoe og Midrigan (2007). Med disse endringene er datasettet klargjort til analysen av prisingsfaktaene.

---

<sup>10</sup> Regelboken for BLS’ datainnhenting er ikke publisert.

Figur 3.1  
Eksempel på manglende observasjoner og registrering av tilbudspriser



*Note:* Figuren viser prisutviklingen for et produkt-i-butikk over 10 uker, og hvilke observasjoner som blir registrert som henholdsvis endring i faktiske priser, endring i ikke-tilbudspriser, og tilbudspris. Verdien 1 innebærer at observasjonen blir registrert som prisendring, verdien 0 innebærer at den blir registrert som ikke-prisendring. Uke 1 er første observasjon i datasettet, slik at vi ikke vet hva den foregående prisen var, og siden vi da heller ikke vet om observasjonen innebærer en prisendring, registrerer vi hverken 0 eller 1 i uke 1. I uke 5 har vi ingen prisobservasjon for dette produkt-i-butikk, og da imputerer vi verdien fra foregående uke, slik at vi har en sammenhengende prishistorikk. Uke 8 registrerer vi som tilbudspris, og i datasettet med ikke-tilbudspriser justerer vi derfor prisen i uke 8 opp til samme nivå som prisen i uke 7. Isolert sett innebærer denne 10-ukers prisutviklingen at andel prisendringer er 3/9 for faktiske priser og 2/9 for ikke-tilbudspriser, mens andel tilbudspriser er 1/9.

## 4 Empiriske funn

I dette kapittelet presenterer vi våre empiriske funn, og etablerer fem nye prisingsfakta. Vi presenterer funn både for faktiske priser og ikke-tilbudspriser. Dette gjør vi for å vise at tilbudsprisendringer er forskjellige fra ikke-tilbudsprisendringer. Nakamura og Steinsson (2008) har et datasett som dekker svært mange ulike kategorier, så for å mest mulige sammenliknbare resultat ser vi våre funn opp mot deres resultater for kategorien behandlet mat. Unntaket er i kapittel 4.3 og 4.4 hvor de ikke har oppgitt resultat spesifikt for behandlet mat. Det er verd å merke seg at vi gjennomgående sammenlikner medianverdier hos Nakamura og Steinsson (2008) med gjennomsnitt i våre data. Dette fordi Nakamura og Steinsson (2008) har priser innenfor flere forskjellige konsumpriskategorier, og de beregner først gjennomsnittet innenfor hver enkelt kategori, før de så ser på medianverdien over alle de forskjellige kategorisnittene. Siden vi kun har varer innenfor seks kategorier, kan vi lett

finne resultater for hver kategori, og se om de avviker vesentlig fra hverandre. Når det ikke er store avvik mellom kategoriene, er det naturlig å se på gjennomsnittsverdier.

## 4.1 Tilbudspriser

### 4.1.1 Andel prisendringer og tilbudspriser

Nakamura og Steinsson (2008) finner at medianandel prisendringer for ikke-tilbudspriser er omtrent halvparten av hva den er for faktiske priser, henholdsvis 9-12 % per måned mot 19-20 % per måned.

Våre data er på ukesnivå, og vi kan derfor beregne andel prisendringer per uke. De fleste andre studier, inkludert Nakamura og Steinsson (2008), har månedsdata, så for å best mulig kunne sammenlikne våre tall med andre studier, finner vi først andel prisendringer på månedsnivå. Vi gjør om ukesobservasjonene til månedsobservasjoner ved å bruke første uke i hver måned, og oppsummerer resultatene i tabell 4.1.

Vi finner en gjennomsnittlig endringsandel på 36,5 % per måned for faktiske priser, og 31,7 % for ikke-tilbudspriser. Dette er vesentlig høyere tall enn Nakamura og Steinsson (2008), som finner 25,9 % prisendringer per måned for faktiske priser og 10,5 % for ikke-tilbudspriser. Andre studier har funnet at andelen prisendringer varierer fra 10 % (Veronese et al., 2006), til hele 51,5 % (Kovanen, 2006) per måned, men hovedvekten av resultater ligger i området 15-25 % (se for eksempel Dhyne et al., 2006). Resultatene våre tyder på mindre prisstivhet enn de fleste andre studier.

Vi ser at det er ganske stor heterogenitet mellom kategoriene, og særlig sukker skiller seg ut med en vesentlig lavere endringsandel enn de andre kategoriene. Selv endringsandelen for sukker ligger imidlertid i øvre sjikt av området 15-25 %, mens de andre kategoriene ligger et godt stykke over.

Gjennomsnittlig andel prisendringer er gjennomgående litt høyere enn medianandel prisendringer, men ikke mer enn at vi kan se på dem som praktisk talt like. Det innebærer at fordelingen av gjennomsnittsandelen per produkt-i-butikk er ganske symmetrisk fordelt mellom de ulike produkt-i-butikk-ene. Dermed kan vi stole på at resultatene av våre senere analyser ikke blir påvirket av skjevfordeling av andel prisendringer.

På bakgrunn av andelen prisendringer kan vi regne ut implisitt varighet, gitt ved formelen  $-1/\ln(1-f)$ , der  $f$  er den ukentlige sannsynligheten for prisendring.<sup>11</sup> Vi finner

---

<sup>11</sup> Med konstant kontinuerlig hasardrate  $\theta$  er tiden frem til neste prisendring eksponensialfordelt. Da er sannsynligheten  $f(t)$  for at prisen endres innen  $t$  måneder gitt ved  $f(t) = 1 - e^{-\theta t}$ , og sannsynligheten for at

at den implisitte varigheten er 2,1 måneder totalt for faktiske priser og 2,7 måneder for ikke-tilbudspriser. Dette er dermed mye kortere enn den tradisjonelle litteraturen som sier at priser varer i ca. ett år, og også kortere enn de fleste nyere studier.<sup>12</sup> Nakamura og Steinsson (2008) beregner implisitt varighet til 3,3 måneder for faktiske priser og 9,0 måneder for ikke-tilbudspriser.

Tabell 4.1  
*Endringsandel og implisitt varighet for månedsdata*

	Vekt	Faktiske priser			Ikke-tilbudspriser		
		Gj.snitt. andel endr.	Median andel endr.	Implisitt varighet	Gj.snitt. andel endr.	Median andel endr.	Implisitt varighet
Ketchup	7,7	39,2	39,0	2,0	35,2	33,5	2,5
Margarin	43,3	38,3	39,0	2,0	34,1	34,9	2,3
Peanøttsmør	11,9	40,0	40,4	1,9	35,4	35,7	2,3
Sukker	13,5	28,0	27,1	3,2	22,9	22,7	3,9
Tunfisk	15,1	34,3	36,1	2,2	29,7	31,2	2,7
Tørkepapir	8,5	37,2	37,2	2,1	29,4	29,7	2,8
Totalt	100	36,5	37,2	2,1	31,7	30,8	2,7

*Note:* Alle tall er basert på månedsdata, som er generert ved å bruke første uke i hver måned. I tilfellene der en uke går over to måneder, lar vi mandagen bestemme hvilken måned uken tilhører. Gj.snitt. andel endr. er den gjennomsnittlige andelen prisendringer. Median andel endr. er medianandelen prisendringer, som vi finner ved først å beregne gjennomsnittlig andel prisendringer innenfor hvert produkt-i-butikk, og deretter beregne medianen over alle produkt-i-butikk. Alle andeler er uttrykt i prosent. Implisitt varighet er oppgitt i måneder, og er beregnet som  $-1/\ln(1 - f)$ , der  $f$  er månedlig sannsynlighet for prisendring, basert på medianandel prisendringer. Vekt er den enkelte kategoriens andel av det totale antall prisobservasjoner.

Vi vil nå se på tilsvarende tall for ukesdata, og oppsummerer funnene våre i tabell 4.2. Vi ser at gjennomsnittlig andel prisendringer per uke er 21,9 % totalt for faktiske priser og 14,4 % totalt for ikke-tilbudspriser. Vi ser at selv om sukker fortsatt har lavest endringsandel, er forskjellene mellom kategoriene mindre, noe som indikerer at i alle fall deler av heterogeniteten vi fant for månedsdata skyldes tilfeldigheter knyttet til hvilke endringer som inntraff første uke i måneden, og hvilke som inntraff senere.

Implisitt varighet er 4,5 uker for faktiske priser og 7,1 uker for ikke-tilbudspriser. Hvis vi antar at det er fire uker i hver måned, tilsvarer dette henholdsvis 1,1 og 1,8 måneder. Vi ser at disse tallene er mye lavere enn tallene vi finner for månedsdata, henholdsvis 2,1 og 2,7 måneder, så omgjøringen fra ukes- til månedsdata gjør et relativt stort utslag på resultatet. Dette skyldes at vi ved omgjøring fra uke- til månedsdata kun får registrert én prisendring, selv for produkt-i-butikk som har flere prisendringer i løpet av en måned.

---

den endres innen 1 måned er da  $f = 1 - e^{-\theta}$ , som kan skrives om til  $\theta = -\ln(1 - f)$ . Implisitt varighet er gitt ved forventet antall uker til neste prisendring, som i eksponensialfordelingen tilsvarer  $1/\theta$ . Ved innsetting for  $\theta$  blir dette lik  $-1/\ln(1 - f)$ .

<sup>12</sup> Se for eksempel Alvarez et al. (2006) og Taylor (1999)

Dermed undervurderes andelen prisendringer, og den implisitte varigheten blir overvurdert. Selv om vi konkluderte med at våre funn for månedsdata tyder på en lavere prisstivhet enn andre studier, angir ukesdataene våre en enda lavere prisstivhet.

Tabell 4.2  
*Medianandel og gjennomsnittsandel prisendringer*

	Faktiske priser				Ikke-tilbudspriser				Tilbudspriser	
	Median				Median					
	Gj.sn. andel	Andel	Impl. var.	Andel opp	Gj.sn. andel	Andel	Impl. var.	Andel opp	Andel av endr.	Andel av obs.
Ketchup	23,0	22,5	3,9	53,6	15,8	15,4	6,0	55,6	31,3	6,9
Margarin	22,6	21,5	4,1	51,1	15,2	14,7	6,3	51,9	32,6	6,8
Peanøttsmør	23,3	23,2	3,8	55,7	15,6	15,4	6,0	59,3	33,1	7,0
Sukker	18,1	16,7	5,5	52,9	11,3	10,4	9,1	55,6	37,5	6,2
Tunfisk	22,6	20,6	4,3	53,0	14,3	13,2	7,1	55,3	40,9	8,1
Tørkepapir	20,3	19,3	4,7	50,5	12,0	11,5	8,2	49,8	36,8	7,7
Totalt	21,9	20,8	4,5	52,4	14,4	13,9	7,1	53,9	35,4	7,1

*Note:* Alle andeler er i prosent. Impl. var. er den implisitte varigheten, oppgitt i uker og beregnet som  $-1/\ln(1 - f)$ , der  $f$  er ukentlig sannsynlighet for prisendring, basert på medianandel prisendringer. Andel opp viser hvor stor andel av alle prisendringer som er prisoppganger. Når ketchup har en andel prisoppganger på 53,6 %, innebærer det dermed at andel prisnedganger må være 46,4 %. Andel av endr. viser hvor stor andel av alle prisendringer som skyldes tilbudspriser, mens andel av obs. viser hvor stor andel av alle prisobservasjoner som er tilbudspriser.

Vi finner videre at andelen prisendringer som skyldes tilbud er 35,4 %, fordelt på mellom 31,3 % og 40,9 % over kategoriene. Dette er vesentlig lavere tall enn Nakamura og Steinsson (2008) som finner 57,9 % for behandlet mat. Tilbudspriser utgjør 7,1 % av alle observasjoner i datasettet vårt, mens Nakamura og Steinssons (2008) finner 16,6 %. Det virker derfor å være slik at våre data inneholder færre tilbudspriser enn Nakamura og Steinssons (2008). Dette kan bety at vår definisjon av tilbud er for konservativ, men forskjellen kan også skyldes at det er meget stor heterogenitet mellom sektorene i Nakamura og Steinssons (2008) data når det kommer til tilbudspriser, slik at det er vanskelig å sammenlikne resultatene.

#### 4.1.2 Prisers oppførsel etter tilbud

64,4 % av tilbudene varer i 1 uke, mens de resterende 35,6 % varer i 2 uker. Det er interessant å se at kun 36,1 % av 1-ukes-tilbudene umiddelbart returnerer til samme pris som før tilbudsperioden, mens 55,5 % av 2-ukers-tilbudene gjør det samme. Et tilbudsfilter som kun tillater en bevegelse som 5 – 4 – 5 vil altså utelate svært mange observasjoner som vi mener er tilbud.

Et annet oppsiktsvekkende moment er at dersom vi ikke sammenlikner uken før tilbudet med uken etter tilbudet, men derimot 2 uker før tilbudet med 2 uker etter tilbudet, er

det hele 58,3 % av 1-ukers-tilbudene som returnerer til opprinnelig pris. Dette kan altså tyde på at mange av 1-ukers-tilbudene er av typen 5 – 4 – 3 – 4,5 – 5. Til sammenlikning finner Nakamura og Steinsson (2008) at 78,5 % av 1-månedstilbudene returnerer til samme pris som før. Følgelig finner de i mye større grad enn oss at tilbudspriser tenderer til å være kortlevde. Men resultatene er ikke direkte sammenliknbare på grunn av forskjellen i periodelengde. I tillegg til at vårt datasett inneholder færre tilbudspriser enn Nakamura og Steinssons (2008), ser det også ut til at det ikke er en like stor andel av prisene som vender tilbake til sin opprinnelige dollarverdi innen én periode. Like fullt viser også våre funn at tilbudspriser ofte vender raskt tilbake til sin opprinnelige dollarverdi, og dermed skiller seg ut fra ikke-tilbudspriser.

#### **4.1.3 Nytt faktum**

Nakamura og Steinsson (2008) finner at medianandelen prisendringer for ikke-tilbudspriser er omtrent halvparten av hva den er for faktiske priser, henholdsvis 9-12 % per måned mot 19-20 % per måned. Vi finner at gjennomsnittandelen prisendringer for ikke-tilbudspriser er omtrent to tredjedeler av hva den er for faktiske priser, henholdsvis 14,4 % per uke mot 21,9 % per uke.

### **4.2 Andel prisoppganger og størrelsen på prisendringer**

#### **4.2.1 Andel prisendringer som er oppganger**

Nakamura og Steinsson (2008) finner at en tredjedel av ikke-tilbudsprisendringer er prisnedganger. Tabell 4.2 viser fordelingen av prisendringer mellom prisoppganger og -nedganger. For faktiske priser er kun 52,3 % av prisendringene oppganger, følgelig er 47,7 % nedganger. Det er liten grad av heterogenitet mellom kategoriene, de varierer fra 50,5 % til 55,7 %. For ikke-tilbudspriser øker andelen prisoppganger til 53,9 %. Ettersom justering for tilbudspriser innebærer justering av både opp- og nedganger, er det naturlig at endringen i andelen prisoppganger ikke er stor når vi i utgangspunktet ligger nær 50 % oppganger. Nakamura og Steinsson (2008) finner at andelen prisoppganger er 54,7 % for faktiske priser og 65,4 % for ikke-tilbudspriser, altså noe høyere enn oss. Mange andre studier undersøker andelen prisoppganger, og selv om det er en viss heterogenitet mellom studiene ligger de fleste av dem i området 50-70 %. For eksempel finner Aucremanne og Dhyne (2004) at prisoppganger utgjør 65,6 % av alle prisendringer, Baumgartner et al. (2005) finner 58,4 %, mens Hoffmann og Kurz-Kim (2006) finner andelen prisoppganger til å være 49,5 %. Våre resultat ligger altså i ytterkanten av tidligere funn.

#### 4.2.2 Størrelsen på prisendringer

Tabell 4.3 viser den absolutte gjennomsnittstørrelsen på prisendringer. Vi finner at for faktiske priser er gjennomsnittstørrelsen på prisendringer 13,7 %, fordelt på 13,0 % for oppganger og 14,4 % for nedganger. Den er noe lavere for ikke-tilbudspriser: 11,0 % totalt, fordelt på 10,1 % for oppganger og 12,1 % for nedganger. Det er en viss heterogenitet mellom kategoriene, og vi ser at tunfisk skiller seg ut som en kategori med store prisendringer både for faktiske priser og ikke-tilbudspriser: 14,2 % totalt, fordelt på 12,5 % for oppganger og 16,2 % for nedganger for ikke-tilbudspriser, noe høyere for faktiske priser. Vi merker oss at den gjennomsnittlige størrelsen på prisendringer gjennomgående er større for tilbudspriser enn for ikke-tilbudspriser.

Tabell 4.3  
*Gjennomsnittlig prisendring*

	Vekt	Faktiske priser			Ikke-tilbudspriser			Tilb.priser
		Gj.sn. endring	Gj.sn. oppgang	Gj.sn. nedgang	Gj.sn. endring	Gj.sn. oppgang	Gj.sn. nedgang	Gj.sn. endring
Ketchup	7,7	13,3	12,5	14,3	11,4	10,4	12,8	15,4
Margarin	43,3	12,4	11,8	13,0	10,4	9,6	11,3	14,5
Peanøtt-smør	11,9	13,1	12,4	13,9	11,0	10,3	12,2	15,1
Sukker	13,5	13,9	13,1	14,7	9,8	8,9	11,0	17,8
Tunfisk	15,1	18,5	17,2	13,2	14,2	12,5	16,2	22,1
Tørke-papir	8,5	12,7	12,2	19,9	9,9	9,3	10,5	15,0
Totalt	100	13,7	13,0	14,5	11,0	10,1	12,1	16,3

*Note:* Alle tall er i prosent. Gj.sn. endring er absolutt gjennomsnittlig endring, gj.sn. oppgang er absolutt gjennomsnittlig oppgang og gj.sn. nedgang er absolutt gjennomsnittlig nedgang. Tilb. priser er tilbudspriser. Vekt er den enkelte kategoriens andel av det totale antall prisobservasjoner.

For faktiske priser er våre resultater mye lavere enn Nakamura og Steinsson (2008), som får en total endringsstørrelse på 26,5 %. En mulig forklaring på dette er at vårt datasett har flere prisendringer, og det virker som våre data viser vesentlig lavere prisstivhet enn Nakamura og Steinssons (2008). Derfor finner vi mange små endringer, mens de har få og store endringer.

For ikke-tilbudspriser er resultatene likere, fordi Nakamura og Steinsson (2008) får mye større justering i sine tall: nå er totalen 13,2 %, fordelt på 11,5 % for oppgang og 17,6 % for nedgang. Dette tyder på at den største forskjellen mellom våre og deres data når det gjelder størrelse, er størrelsen på tilbudsprisendringene.

Medianstørrelsen på prisendringer for ikke-tilbudspriser er 6,3 % totalt, 6,1 % for oppganger og 6,7 % for nedganger. Disse tallene er mye lavere enn de tilsvarende gjennomsnittstallene, altså har våre data en venstreskjevhet i størrelsen på prisendringene med et flertall av små endringer, mens det er noen store prisendringer som trekker opp



gjennomsnittet. Dette resultatet gjelder også for de faktiske prisene. For tilbudspriser er medianstørrelsen på prisendringer 9,3 % totalt, 8,9 % for oppganger og 9,6 % for nedganger. Vi finner at gjennomsnittstørrelsen på tilbudspriser er 16,3 %, noe som er mye lavere enn Nakamura & Steinssons (2008) funn på 33,1 %. Dette ytterligere bekrefter vår konklusjon om at størrelsene på tilbudsprisendringene utgjør den største forskjellen mellom våre og deres data.

#### **4.2.3 Nytt faktum**

Nakamura og Steinsson (2008) finner at en tredjedel av ikke-tilbudsprisendringer er prisnedganger, mens vi finner at nesten halvparten av ikke-tilbudsprisendringer er prisnedganger.

### **4.3 Inflasjon**

#### **4.3.1 Inflasjonsberegning**

Nakamura og Steinsson (2008) finner at andel prisopp ganger samvarierer sterkt med inflasjon, mens andel prisnedganger og størrelsen på prisopp ganger og -nedganger ikke samvarierer med inflasjon.

Prisendringsandelen er ikke konstant over tid, tvert imot varierer både den og inflasjonen over perioden 1985-1987. Vi ønsker derfor å undersøke eventuell sammenheng mellom prisendringer og inflasjon, sistnevnte målt ved konsumprisdata. Hovedresultatet er at andel prisopp ganger samvarierer med inflasjon. Men dette gjelder ikke for andel prisnedganger, ei heller størrelsen på prisopp ganger og -nedganger.

Vi har månedlige KPI-data, og kan dermed beregne inflasjon helt ned på månedsnivå. Årlig inflasjon er i utgangspunktet å foretrekke; for det første har man justert ut eventuell sesongvariasjon, for det andre blir det større svingninger jo kortere periode man beregner inflasjon for, og det blir da større sjanse for at man trekker feilaktige konklusjoner. Problemet er imidlertid at vi kun har data for 2,5 år, en altfor kort tidsperiode til å bruke årlig inflasjon. Derfor ser vi i stedet på tre kortere intervaller: månedlig, bimånedlig, og kvartalsvis inflasjon. Vi bruker ikke perioder som ikke er fullstendige.<sup>13</sup>

Inflasjonen i en periode er forskjellen mellom  $\log(\text{indeks})$  i starten av en periode, og  $\log(\text{indeks})$  i slutten av denne perioden. Dataene for de ulike delkonsumprisindeksene er hentet fra BLS for varegrupper som omfatter ketchup, margarin, sukker og tunfisk. BLS

---

<sup>13</sup> For månedlig inflasjon gjelder dette januar 1985 og juni 1987, for bimånedlig inflasjon gjelder dette januar-februar 1985 og mai-juni 1987 og for kvartalsvis inflasjon gjelder dette første kvartal 1985.

utarbeidet ingen egen indeks for peanøttsmør før 1997, derfor bruker vi en indeks utarbeidet av Campbell og Eden (2010). Hverken BLS eller Campbell og Eden (2010) har noen dataserier som omfatter tørkepapir, derfor blir denne kategorien utelatt fra våre analyser. Enkelte av BLS-indeksene omfatter større varegrupper, men dette er kun et problem for ketchup, som inngår i en BLS-indeks som også omfatter flere ulike typer sauser og smakstilsetninger. Vi justerer alle indeksene slik at de begynner på 100 i uke 5, 1985.

Vi har to markeder, og selv om de står overfor de samme KPI-tallene ser vi på dem som forskjellige, og tillegger hvert marked like stor vekt. Da unngår vi at det ene markedet dominerer det andre, og vi får justert for eventuelle forskjeller mellom dem. For hver kategori-marked-kombinasjon undersøker vi hvorvidt inflasjonen påvirker henholdsvis andel prisoppganger og -nedganger, samt gjennomsnittlig absoluttverdi på prisoppgangene og -nedgangene. Vi får altså én observasjon per kategori-marked-kombinasjon per periode.<sup>14</sup>

En ulempe med våre data i forhold til Nakamura og Steinsson (2008) er at våre data inneholder under 2,5 år med observasjoner, mens deres datasett inneholder 17 år. De kan derfor mye enklere enn oss se på årlige prisendringsandeler sammenliknet med årlig inflasjon. En fordel med vårt datasett er imidlertid at vi kan bruke KPI-data for hver enkelt kategori, og vi trenger dermed ikke begrense oss til å analysere den aggregerte inflasjonen.

#### 4.3.2 Inflasjon og andel prisoppganger og prisnedganger

Tabell 4.4  
*Sammenheng mellom månedlig inflasjon og hhv. prisoppganger og prisnedganger*

	Faktiske priser		Ikke-tilbudspriser	
	Oppganger	Nedganger	Oppganger	Nedganger
Ketchup	-0,38 (1,09)	1,39 (0,93)	-0,35 (0,90)	1,35 (0,66)
Margarin	0,01 (0,49)	-0,98 (0,62)	0,39 (0,36)	-1,03 (0,43)
Peanøttsmør	1,94 (0,61)	0,07 (0,57)	1,76 (0,50)	0,04 (0,38)
Sukker	1,20 (0,69)	1,26 (0,72)	0,67 (0,57)	0,69 (0,45)
Tunfisk	-0,89 (0,92)	-0,05 (0,91)	-1,12 (0,75)	0,79 (0,59)
Totalt	0,74 (0,32)	0,14 (0,32)	0,65 (0,26)	0,12 (0,21)

*Note:* Tabellen viser koeffisienter for 24 separate regresjoner. Vi har gjort en regresjonsanalyse med paneldata for hver kategori, samt en regresjonsanalyse for alle kategorier, justert for fixed effects på kategori-marked-kombinasjonsnivå. Inflasjon er den avhengige variabelen. Standardfeil er oppgitt i parentes. Datasettet går over 28 måneder, og ettersom vi har to markeder, har vi 56 observasjoner for hver kategori, og dermed 280 totalt.

<sup>14</sup> Vi har likevel beholdt muligheten for at et produkt kan endre pris mer enn én gang i perioden, ettersom vi har beregnet endringer på ukenivå, og aggregert andelene til de respektive periodenivåer.

Det er kun for andel prisoppganger at modellene i tabell 4.4 totalt sett viser korrelasjon med inflasjonen, et resultat som til gjengjeld holder for både faktiske priser og ikke-tilbudspriser, med p-verdier på henholdsvis 0,022 og 0,014. Derimot finner vi liten grad av korrelasjon mellom inflasjon og andel prisnedganger. Disse resultatene er i tråd med andre artiklers empiriske funn.<sup>15</sup>

Vi ser at det er store variasjoner mellom kategoriene. For peanøttsmør er andelen prisoppganger korrelert med inflasjon, p-verdien for faktiske priser er 0,002 mens den er 0,001 for ikke-tilbudspriser. Resultatene er tilsvarende for sukker, men da kun for faktiske priser med en p-verdi på 0,086. Samtidig ser vi at det er negativ korrelasjon mellom inflasjon og andel oppganger for ketchup og tunfisk, så resultatene er ikke entydige over alle kategoriene. For ketchup sin del kan den negative korrelasjonen skyldes det nevnte problemet med at BLS-indeksen omfatter flere varegrupper enn ketchup.

Analysene våre er konsistente med Gagnon (2007), som finner at det først er når inflasjonen kommer opp i 10-15 % at man begynner å finne en vesentlig sammenheng mellom inflasjon og andel prisoppganger. I våre analyser er det først og fremst peanøttsmør som skiller seg ut med den klareste sammenhengen mellom inflasjon og andel prisoppganger, og peanøttsmør er også den eneste kategorien som opplever høy inflasjon. I 1986 var inflasjonen for peanøttsmør 12,5 %, mens den nest høyeste årlige inflasjonen vi observerer i vårt datasett er for ketchup, som i 1986 hadde en inflasjon på 3,8 %. I hovedsak har dermed inflasjonen vært lav i perioden vi ser på, noe som kan være forklaringen på hvorfor det ikke er alle kategorier som viser samvariasjon mellom inflasjon og andel prisoppganger.

For å teste robustheten i våre funn har vi gjort den samme analysen som i tabell 4.4 med bimånedlig og kvartalsvis inflasjon. Både for faktiske priser og ikke-tilbudspriser fortsetter andelen prisoppganger å vise lave p-verdier for korrelasjonen med inflasjonen. Samtidig finner vi at koeffisienten for prisnedganger og inflasjon ligger nær null. Vi konkluderer med at det er en positiv sammenheng mellom andel prisoppganger og inflasjon, mens vi ikke finner noen sammenheng mellom andel prisnedganger og inflasjon.

---

<sup>15</sup> Eksempler på andre studier som viser positiv sammenheng mellom inflasjon og andel prisoppganger er Cecchetti (1986), Kashyap (1995), Aucremanne og Dhyne (2004), Vilmunen og Laakkonen (2004), Götte, Minsch og Tyran (2005), Dhyne et al. (2006), Hoffmann og Kurz-Kim (2006) og Gagnon (2007).

### 4.3.3 Inflasjon og størrelse på prisoppganger og prisnedganger

I tillegg til å analysere andel prisoppganger og -nedganger har vi analysert sammenheng mellom inflasjon og den gjennomsnittlige størrelsen på prisoppganger og -nedganger. Dette er illustrert i tabell 4.5.

Tabell 4.5

#### *Sammenheng mellom månedlig inflasjon og størrelsen på prisoppganger og prisnedganger*

	Faktiske priser		Tilbudspriser	
	Oppganger	Nedganger	Oppganger	Nedganger
Ketchup	-1,45 (0,93)	-0,31 (0,89)	-1,14 (0,78)	0,47 (0,95)
Margarin	-0,36 (0,42)	-0,03 (0,56)	-0,07 (0,28)	-0,10 (0,51)
Peanøttsmør	-0,25 (0,55)	0,23 (0,63)	0,09 (0,49)	-0,18 (0,71)
Sukker	0,35 (1,11)	1,19 (0,89)	0,75 (0,72)	0,33 (0,68)
Tunfisk	-0,06 (1,83)	0,35 (1,39)	1,06 (1,15)	-2,03 (1,64)
Totalt	-0,27 (0,42)	0,30 (0,37)	0,17 (0,29)	-0,25 (0,39)

*Note:* Tabellen viser koeffisienter for 24 separate regresjoner. Vi har gjort en regresjonsanalyse med paneldata for hver kategori, samt en regresjonsanalyse for alle kategorier, justert for fixed effects på kategori-marked-kombinasjonsnivå. Inflasjon er den avhengige variabelen. Standardfeil er oppgitt i parentes. Datasettet går over 28 måneder, og ettersom vi har to markeder, har vi 56 observasjoner for hver kategori, og dermed 280 totalt.

I våre data finner vi ingen sammenheng mellom størrelsen på prisendringer og inflasjon, verken på kategori- eller totalnivå. Vi ser at for totaltallene får koeffisientene verdier nær null.<sup>16</sup>

### 4.3.4 Nytt faktum

Nakamura og Steinsson (2008) finner at andel prisoppganger samvarierer sterkt med inflasjon, mens andel prisnedganger og størrelsen på prisoppganger og -nedganger ikke samvarierer med inflasjon. Også vi finner at andel prisoppganger samvarierer med inflasjon, mens det ikke er noen samvariasjon mellom inflasjon og andel prisnedganger.

## 4.4 Sesongvariasjoner

### 4.4.1 Andel prisoppganger og -nedganger

Nakamura og Steinsson (2008) finner at andel prisendringer er høyst sesongavhengig, og at andelen er størst i første kvartal for så å falle. Vår inflasjonsanalyse svekkes hvis det er sterke sesongvariasjoner i andel prisoppganger og -nedganger. For å avdekke eventuelle

<sup>16</sup> Cecchetti (1986), Kashyap (1995), Götte, Minsch og Tyran (2005) og Hoffmann og Kurz-Kim (2006) får tilsvarende resultat, mens Klenow og Kryvtsov (2008) derimot finner at inflasjonen er sterkt korrelert med størrelsen på prisendringer, og ikke like sterkt korrelert med andelen prisendringer.

sesongvariasjoner undersøker vi om månedlig andel prisoppganger og -nedganger varierer over året. Vi får to hovedresultat: vi finner sesongvariasjoner i andel prisendringer, både for prisoppganger og for prisnedganger. Videre likner sesongvariasjonene i tilbudspriser sterkt på variasjonene vi finner for vanlige priser.

Figur 4.1 viser sesongvariasjoner i andel prisendringer for faktiske priser og ikke-tilbudspriser. Fra de to plottene til venstre ser vi at andelen prisendringer er høyest i juli-august, og dernest i perioden oktober-desember.<sup>17</sup> Andelen prisnedganger følger i stor grad andelen prisoppganger, noe som kan bety at månedene med mange endringer har mange tilbud, eller at produktene oftere skifter pris i disse periodene, og at prisen da justeres både opp og ned. De to plottene til høyre er ikke-tilbudspriser, og naturlig nok blir andelen prisendringer nå lavere enn for de faktiske prisene. For prisoppganger er resultatet omtrent som før, mens vi ser at sesongvariasjonene nå virker å være svakere for prisnedganger.

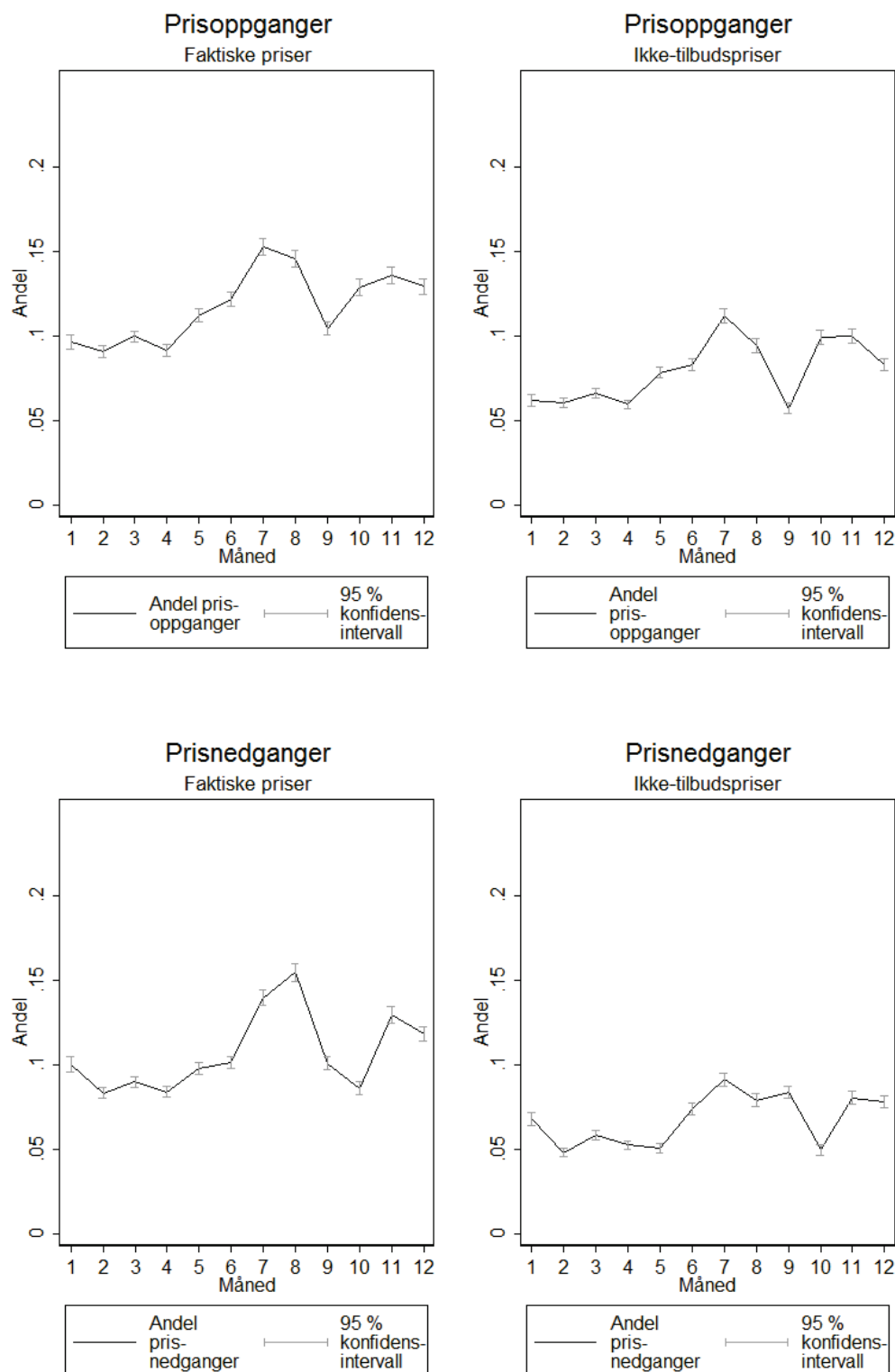
Det kan tenkes at resultatene i figur 4.1 er drevet av ett marked eller ett år: stilisert kan vi tenke at det i januar 1986 er 30 % prisoppganger i marked 1, mens det i samme måned ikke er noen prisoppganger i marked 2. Gjennomsnittlig antall prisoppganger for markedene sett under ett er da 15 %. Men dette resultatet ikke er representativt for noen av markedene, det er drevet av heterogenitet mellom dem. Tilsvarende problemer kan også tenkes å være tilstede mellom de ulike årene. For å forsikre oss mot at resultatene er drevet av slik heterogenitet, har vi sett på sesongvariasjoner for hvert enkelt år for hvert enkelt marked, og da finner vi at sesongvariasjonene ikke bare skyldes ett marked eller ett år. I hovedsak finner vi de samme trendene for begge markeder og for alle år.

Vi har et stort antall prisobservasjoner for hver av de tolv månedene. Selv månedene med færrest observasjoner, august, oktober og november, har hele 18 600 observasjoner. Gjennomsnittplottenes konfidensintervall er derfor små, og det er liten grad av overlapping mellom dem. Aller smalest er konfidensintervallene i februar-mai, men det er ikke uventet, siden det er i den perioden at vi har flest observasjoner. Derimot er det interessant at intervallene gjennomgående er smalere for ikke-tilbudspriser, og dette resultatet kan ikke forklares med antall observasjoner. Vi kan derfor konkludere med at det er enda mindre usikkerhet knyttet til andelen prisendringer for ikke-tilbudspriser. Smalere konfidensintervall tyder på mindre spredning i observasjonene våre, og øker vår evne til å konkludere.

---

<sup>17</sup> Nakamura og Steinsson (2008) finner en motsatt trend, med flest prisendringer i starten av året. Alvarez et al. (2006) finner at priser har signifikant større sannsynlighet for å endres i januar i Euro-området. Også Aucremanne og Dhyne (2004) og Veronese et al. (2006) finner sesongvariasjoner for andel prisendringer, mens Hoffmann og Kurz-Kim (2006) ikke finner signifikant sesongvariasjon for kategorien behandlet mat.

Figur 4.1  
*Sesongvariasjoner i andel prisendringer for faktiske priser og ikke-tilbudspriser*



*Note:* Figuren plottes gjennomsnittlig andel prisopp- og nedganger over årets tolv måneder, med tilhørende 95 % konfidensintervall. Datasettet går fra uke 5 1985 til uke 23 1987, slik at hver måned har prisobservasjoner fra enten to eller tre år. I tilfellene der en uke går over to måneder, lar vi mandagen bestemme hvilken måned uken tilhører. Antall prisobservasjoner varierer fra 18 600 (august, oktober og november) til 31 626 (mars)

For å sjekke formelt om noen måneder er forventet å gi flere prisendringer enn andre, har vi foretatt enveis variansanalyser med nullhypotese om at henholdsvis prisoppganger og -nedganger er uavhengig av måned. Både for faktiske priser og ikke-tilbudspriser gir disse testene en p-verdi på 0,000. Vi kan derfor konkludere med at det i årene 1985-1987 var klare sesongvariasjoner i andel prisendringer.

For å teste robustheten i konklusjonene våre, har vi gjort tilsvarende tester for kvartalsdata. En lengre periode reduserer muligheten for store tilfeldige variasjoner, men ulempen er at vi nå får enda færre observasjoner. Resultatet for kvartalsdata er at det blir flere prisendringer utover i året, og resultatet av den enveis variansanalysen er fortsatt en p-verdi på 0,000, både for faktiske priser og ikke-tilbudspriser. Vi finner følgelig at andelen prisendringer er sesongavhengig, både for opp- og nedganger, for ikke-tilbudspriser og faktiske priser, og for måneds- og kvartalsdata.

Riktignok skal vi være forsiktige med å generalisere konklusjonene våre til å si at vi vil finne tilsvarende sesongvariasjoner også hvis vi ser på datasett som går over mange år. En usikkerhet i vårt datasett som ikke kommer frem av konfidensintervallene, er at når vi bare har to-tre år med observasjoner, kan det være andre faktorer enn sesongvariasjon som driver resultatene. Med tanke på at våre resultater som nevnt er i tråd med mange andre studier, ser vi det som sannsynlig at resultatene også vil være robuste for sammenlikninger over lengre perioder.

#### **4.4.2 Sesongvariasjon i tilbudspriser**

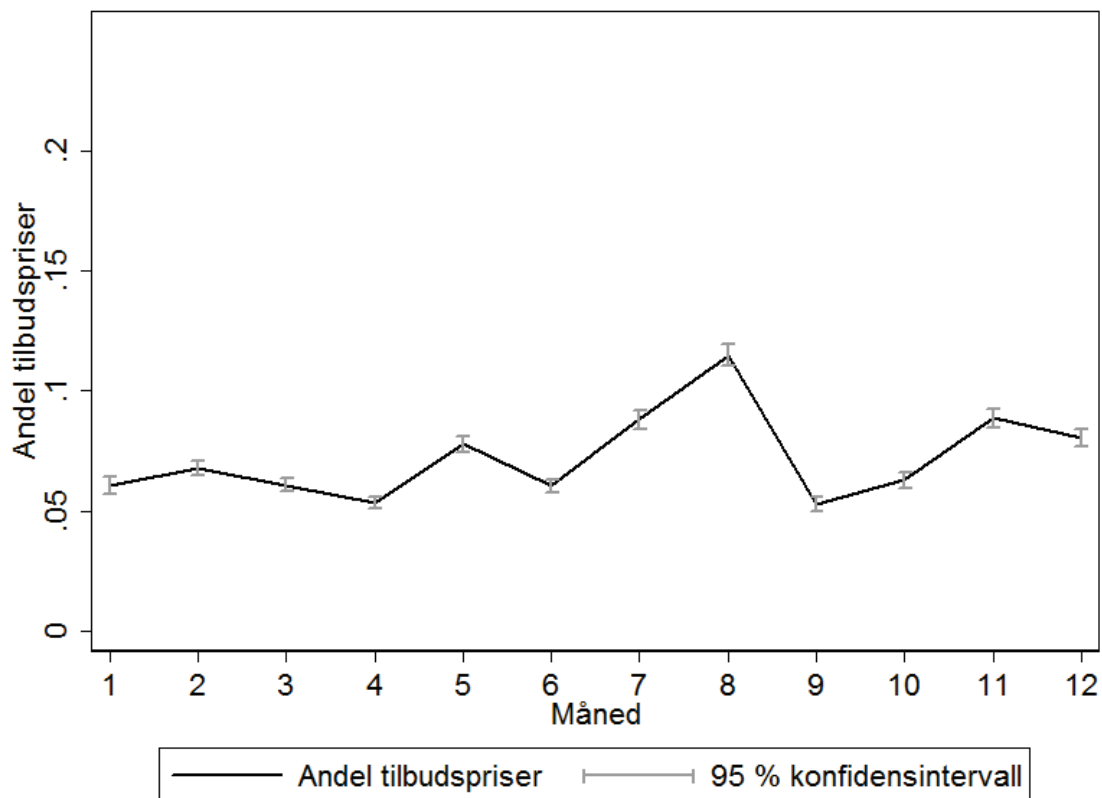
Vi ønsker også å undersøke om det er sesongvariasjoner i andel tilbudspriser, og om variasjonene i så fall likner de vi fant for vanlige prisendringer. Fra figur 4.2 ser vi at andel tilbudspriser varierer over året, med flest endringer i månedene juli-august og november-desember, et bilde vi kjenner igjen fra figur 4.1.<sup>18</sup>

I likhet med resultatene for andel prisendringer, gir enveis variansanalyse en p-verdi på 0,000 også for tilbudspriser. Dette gjelder også hvis vi gjør dataene om til kvartalsdata.

---

<sup>18</sup> Nakamura og Steinsson (2008) finner mye lavere sesongvariasjon for tilbudspriser enn vanlige priser i kategorien behandlet mat. Mønsteret de finner på sesongvariasjonene for tilbudspriser minner imidlertid om våre funn: de finner at november og desember har høyere andel tilbudspriser enn resten av året.

Figur 4.2  
Sesongvariasjoner for tilbudspriser



*Note:* Figuren plotter gjennomsnittlig andel prisoppganger og -nedganger over årets tolv måneder, med tilhørende 95 % konfidensintervall. Datasettet går fra uke 5 1985 til uke 23 1987, slik at hver måned har prisobservasjoner fra enten to eller tre år. I tilfellene der en uke går over to måneder, lar vi mandagen bestemme hvilken måned uken tilhører. Antall prisobservasjoner varierer fra 18 600 (august, oktober og november) til 31 626 (mars).

#### 4.4.3 Nytt faktum

Nakamura og Steinsson (2008) finner at andel prisendringer er høyst sesongavhengig, og at andelen er størst i første kvartal for så å falle. Også vi finner at andel prisendringer er sesongavhengig, både for opp- og nedganger. Men vi finner at andel endringer er størst i midten og slutten av året.

#### 4.5 Hasardfunksjoner

Nakamura og Steinsson (2008) finner ingen bevis for en stigende hasardfunksjon for individuelle produkt. Vi ønsker å finne ut om sannsynligheten for at en pris endres blir høyere eller lavere rett etter en initial endring. Svaret finner vi ved å se på prisendringers hasardfunksjon, som vi finner ved å beregne antall prisendringer dividert med antall prisobservasjoner, for hver gitte prisalder.<sup>19</sup> For alle priser som er fem uker gamle ser vi

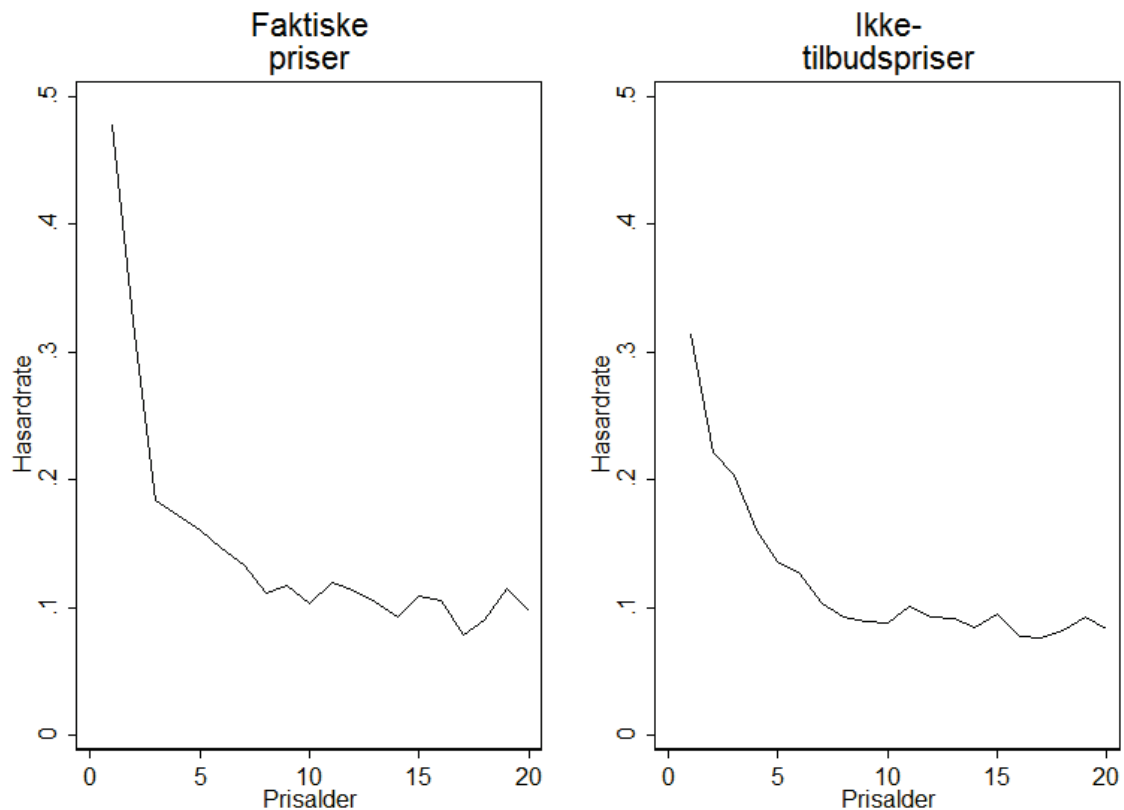
<sup>19</sup> Hasardfunksjonen er formelt definert i kapittel 2.2.



dermed på hvor stor andel av de fem uker gamle prisene som endres. Hasardfunksjonen er stigende hvis sannsynligheten for en prisendring øker med prisens alder. Vårt hovedfunn er at hasardraten først faller for så å flate ut, men at dette ikke skyldes heterogenitet.

#### 4.5.1 Prisers hasardfunksjoner

Figur 4.3  
*Hasardfunksjoner*



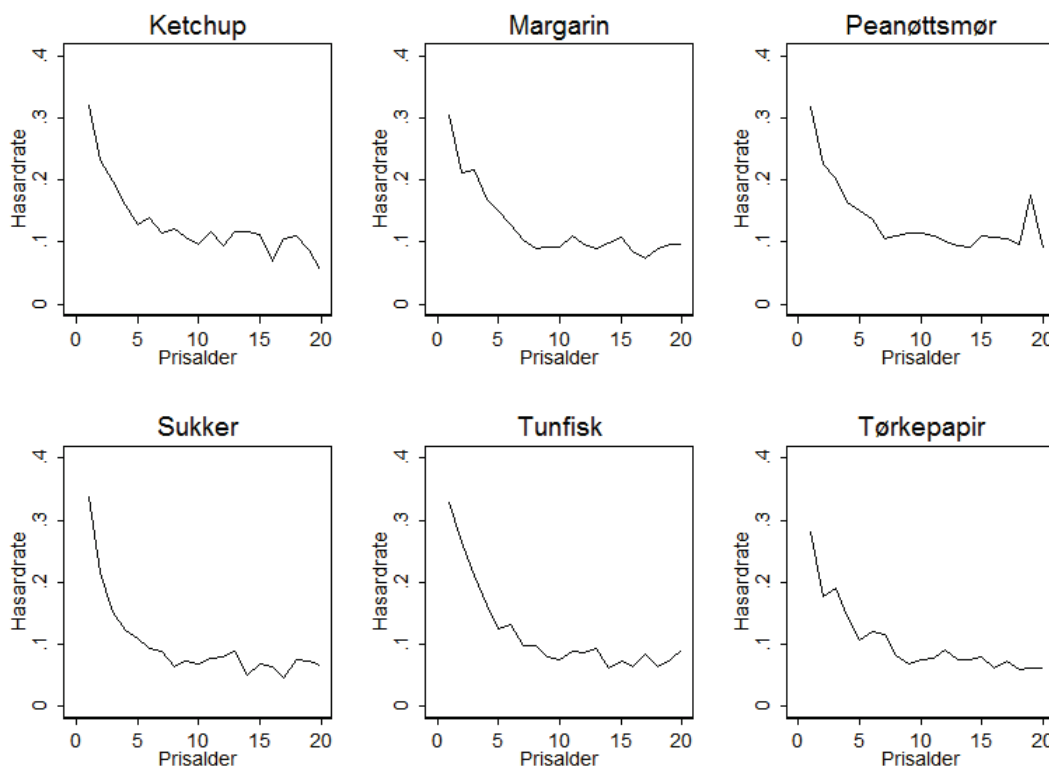
*Note:* Figuren viser gjennomsnittlig hasardrate over alle produkter over alle de seks kategoriene i begge markeder. Vi har sett bort fra priser som er eldre enn 20 uker. Priser vi ikke vet alderen på fjernes, ved å velge bort alle prisobservasjoner fra de første 20 ukene, samt alle de prisene som ikke har blitt endret i løpet av de første 20 ukene.

Før vi kan analysere prisenes hasardfunksjon må vi velge en grense for hvor gamle priser vi skal se på. Vi velger å se på priser som er opptil 20 uker gamle, eldre priser ser vi bort fra. Kun 6,2 % av prisene i vårt datasett lever lenger enn 20 uker, og med færre observasjoner øker risikoen for å trekke gale slutninger om formen på kurven. Valget av prisaldersgrense varierer mellom ulike studier, Campbell og Eden (2010) setter grensen ved 12 uker, Nakamura og Steinsson (2008) ved 18 måneder. Som alltid når man analyserer hasardfunksjoner, har vi problemer med venstresensurering; vi vet ikke hvor gamle de ulike prisene er ved datasettets begynnelse. Priser vi ikke vet alderen på fjernes, ved å velge bort alle prisobservasjoner fra de første 20 ukene, samt alle de prisene som ikke har blitt endret i

løpet av de første 20 ukene. Hasardfunksjonene for faktiske priser og ikke-tilbudspriser er illustrert i figur 4.3.

I enkelte studier finner man en markant økning i hasardraten for ett år gamle priser, men vi finner ingen slik økning i våre data.<sup>20</sup> Årlige toppler i hasardkurven indikerer at enkelte priser endres på et bestemt tidspunkt hvert år, og knyttes således gjerne opp mot sesongvariasjoner.<sup>21</sup> Det at vi ikke finner slike årlige toppler, trenger imidlertid ikke å bety at prisene ikke endres på bestemte tidspunkt. Hvis prisene også endres utover dette ene tidspunktet vil vi ikke klare å finne den spesielle sesongtrenden i våre data. I vårt datasett er det kun 0,4 % av prisene som blir ett år gamle. Da kan det tenkes at enkelte priser endres på bestemte tidspunkt, men at de i tillegg kan endres også på andre tidspunkt. Det at vi ikke finner årlige toppler, legger vi derfor ingen vekt.

Figur 4.4  
*Hasardfunksjoner for ikke-tilbudspriser i de seks kategoriene*



*Note:* Figuren viser gjennomsnittlig hasardrate over alle produkter i alle hver av de seks kategoriene i begge markeder for ikke-tilbudspriser. Vi har sett bort fra priser som er eldre enn 20 uker. Priser vi ikke vet alderen på fjernes, ved å velge bort alle prisobservasjoner fra de første 20 ukene, samt alle de prisene som ikke har blitt endret i løpet av de første 20 ukene.

<sup>20</sup> Årlige toppler i hasardraten er i tråd med Taylor (1980). Eksempler på studier som finner toppler i hasardraten for ett år gamle priser er Aucremanne og Dhyne (2004), Alvarez, Burriel og Hernando (2005), Baumgartner et al. (2005), Klenow og Kryvtsov (2008), Hoffmann og Kurz-Kim (2006) og Veronese et al. (2006).

<sup>21</sup> Dette tilsvarer vår diskusjon av sesongvariasjoner i kapittel 2.2.

### 4.5.2 Heterogenitet

Som vi så i kapittel 2.2, kan årsaken til fallende hasardkurver skyldes heterogenitet mellom ulike produkter. Vi vil derfor undersøke om de fallende hasardkurvene skyldes heterogenitet. Nakamura og Steinsson (2008) estimerer en modell for hasardraten som inkluderer uobservert heterogenitet helt ned på produkt-i-butikk-nivå. Det er lite trolig at måten man endrer pris på en gitt Heinz ketchupflaske varierer mellom butikker grunnet en skjult teknologisk heterogenitet som er gitt utenfra. Vi tror derfor ikke at det er heterogenitet mellom forskjellige butikker som selger samme produkt. Vi trenger dermed ikke tilsvarende høy detaljeringsgrad for hasardfunksjonen som det Nakamura og Steinsson (2008) har. Derimot ønsker vi å teste for heterogenitet på produktnivå, og fordi vi har mikrodata lar dette seg gjøre. Vi begynner med å teste for heterogenitet på kategorinivå. I figur 4.4 undersøker vi derfor hasardraten til hver enkelt kategori for ikke-tilbudspriser.

Vi ser at bildet fra figur 4.3 gjentar seg på kategorinivå: opp til åtte uker er det i hver kategori maks ett aldersnivå hvor hasardfunksjonen stiger. For eksempel stiger hasardraten fra fire uker til fem uker for ketchup, men alle andre steder langs hasardfunksjonen faller hasardraten. Følgelig kan ikke heterogenitet mellom kategoriene forklare den fallende hasardfunksjonen.

Vi ønsker derfor å undersøke om heterogenitet mellom produktene er årsaken til den fallende hasardraten. Det gjør vi ved å dele prisene inn i fem grupper av like lang varighet: 1-3, 4-6, 7-9, 10-12 og 13-15 uker, og se om vi får fallende hasardrater over alle gruppene i tabell 4.6.

Tabell 4.6  
*Hasardrate for ulike prisaldersgrupper uten tilbudsfilter*

	Faktiske priser	Ikke-tilbudspriser
	Høyere hasard for unge	Høyere hasard for unge
1-3 vs. 4-6	97,34 (0,93)	94,35 (1,33)
4-6 vs. 7-9	66,31 (2,81)	72,46 (2,69)
7-9 vs. 10-12	50,38 (3,07)	47,27 (3,12)
10-12 vs. 13-15	53,44 (3,17)	53,39 (3,25)

*Note:* Tabellen viser andelen produkter der yngre priser oftere endres enn eldre priser. Alle tall er i prosent. Standardfeil er oppgitt i parentes. For eksempel finner vi at for ikke-tilbudspriser endrer 97,34 av produktene som er 1-3 uker gamle pris oftere enn de produktene som er 4-6 uker gamle. Følgelig endres 4-6 uker gamle priser oftere enn 1-3 uker gamle priser for 2,66 % av produktene. Vi ser kun på tilfeller der minst én av de to prisaldersgruppene opplever minst to prisendringer. Vi finner ingen tilfeller der de to sammenliknede prisalderne har samme hasardrate. For 1-3 vs. 4-6 uker har vi 301 observasjoner for ikke-tilbudspriser, dette antallet faller jo eldre prisene blir, og for 10-12 vs. 13-15 uker har vi 236 observasjoner for ikke-tilbudspriser.

Vi ser at hasardraten for unge priser er større enn for gamle i de to første aldersgruppene. P-verdiene er på 0,000 både for tilbudspriser og ikke-tilbudspriser. Men i de to eldste gruppene er ikke hasardraten for unge priser forskjellig fra gamle. Dette resultatet stemmer overens med funnene fra figur 4.3 og figur 4.4, hvor vi så at hasardraten var fallende for de første åtte ukene, for så å flate ut. Standardfeilene er relativt små, dette skyldes at vi har mange observasjoner. Selv om vi får færre observasjoner jo eldre prisene blir, har vi hele 236 relevante produkter for ikke-tilbudspriser som er 10-12 vs. 13-15 uker gamle. Vår antagelse om liten grad av heterogenitet på produktnivå er bekreftet, og følgelig kan ikke heterogenitet mellom ulike markeder, kategorier eller produkter forklare hvorfor yngre priser har høyere hasard enn eldre priser. En fallende hasardrate selv etter justering for heterogenitet er i tråd med studiene til Jonker, Blijenberg og Folkerts (2004), Saita (2006) og Kehoe og Midrigan (2007). Fougère, Le Bihan og Sevestre (2005) finner derimot at hasardratene blir flate hvis en justerer for heterogenitet.

#### **4.5.3 Nytt faktum**

Nakamura og Steinsson (2008) finner ingen bevis for en stigende hasardfunksjon for individuelle produkt. De finner at hasardkurven er flat for enkelte sektorer og fallende for andre, deriblant behandlet mat. Vi får samme funn, hasardraten er fallende frem til prisene er 8-10 uker gamle, deretter flater den ut.

## **5 Oppsummering**

For dagligvarepriser er gjennomsnittlig andel prisendringer for ikke-tilbudspriser omtrent to tredjedeler av hva andelen er for faktiske priser, henholdsvis 14,4 % per uke og 21,9 % per uke (prisingsfaktum nr. 1). Ingen av prisstivhetsmodellen tar hensyn til tilbudsprising. For ikke-tilbudspriser skyldes 35,4 % av alle prisendringer i våre data tilbudsprising, og det betyr at tilbudsprising er en stor utfordring for de teoretiske prisstivhetsmodellene. Siden tilbudspriser ikke er med i modellene må løsningen bli å justere ut tilbudsprisene. Men det er ikke opplagt hvordan dette bør gjøres, og valget er i stor grad overlatt til egne tolkninger (Kehoe og Midrigan, 2007). Konklusjonen blir derfor at alle modellene passer like dårlig overens med vårt første prisingsfaktum.

Nesten halvparten av ikke-tilbudsprisendringer er prisnedganger (prisingsfaktum nr. 2). Begge Calvo-variantene åpner for prisnedganger hvis negative sjokk i økonomien kommer samtidig med, eller kort tid etter et prisendringssignal. Også menykostnadsmodellen med produktivitetssjokk åpner for mange prisnedganger, dette fordi disse

produktivitetssjokkene kan gjøre det lønnsomt for mange av bedriftene å sette ned prisene. Men hvis forventet inflasjon er positiv vil det negative produktivitetssjokket måtte være tilstrekkelig stort og tilstrekkelig varig til at det skal være lønnsomt å endre pris nedover. Den eneste modellen som med realistiske parameterverdier ikke klarer å forklare prisnedganger er menykostnadsmodellen uten produktivitetssjokk. Konklusjonen blir derfor at både enkel og utvidet Calvo, samt menykostnadsmodellen med produktivitetssjokk stemmer like godt overens med vårt andre prisingsfaktum.

Andel prisoppganger samvarierer med inflasjon, men det er ikke noen samvariasjon mellom inflasjon og andel prisnedganger. Vi finner heller ingen sammenheng mellom inflasjon og størrelsen på prisoppganger og -nedganger (prisingsfaktum nr. 3). Både enkel og utvidet Calvo predikerer ingen sammenheng mellom inflasjon og andel prisendringer. Derimot er menykostnadsmodellene basert på en antagelse om at bedrifter endrer pris når gevinsten ved prisendringen er større enn kostnaden, og de predikerer derfor en positiv sammenheng mellom andelen prisoppganger og inflasjon. Konklusjonen blir derfor at menykostnadsmodellen stemmer best overens med vårt tredje prisingsfaktum.

Andel prisendringer er sesongavhengig, både for prisoppganger og -nedganger. Andel endringer er størst i midten og slutten av året (prisingsfaktum nr. 4). Kun utvidet Calvo hvor vi har heterogene aktører tillater sesongvariasjoner i andelen prisendringer. Konklusjonen blir derfor at den utvidede Calvo-modellen stemmer best overens med vårt fjerde prisingsfaktum.

Hasardraten er først fallende, for så å flate ut (prisingsfaktum nr. 5). Begge menykostnadsmodellene predikerer derimot en innledningsvis stigende hasardrate, som så flater ut eller faller avhengig av om vi tillater produktivitetssjokk. Enkel Calvo predikerer en flat hasardrate, mens utvidet Calvo predikerer en fallende hasardrate, og konklusjonen blir derfor at det er den utvidede Calvo-modellen som stemmer best overens med vårt femte prisingsfaktum.

Våre empiriske funn avviker ikke veldig fra Nakamura og Steinssons (2008), dog med noen viktige unntak. Vi finner betydelig mindre prisstivhet enn Nakamura og Steinsson (2008), og mens de finner at sesongvariasjonene kun er drevet av prisoppganger, finner vi at det er sesongvariasjoner både for prisoppganger og -nedganger. I likhet med Nakamura og Steinsson (2008) finner vi at en vesentlig andel av prisendringene er oppganger, at det er positiv samvariasjon mellom inflasjon og andel prisendringer. Riktignok finner Nakamura og Steinsson (2008) at hasardkurvene for enkelte sektorer er flate, men for behandlet mat finner de en hasardkurve som likner på vår.

Ingen av de teoretiske modellene er fullt ut konsistente med de fem empiriske prisendringsfaktaene vi har stadfestet, og modellenes svakheter er kun til en viss grad overlappende. Dermed står valget på hvilke egenskaper en mener det er viktigst at prisstivhetsmodellene stemmer overens med empirien. Vi mener at sett over alle de empiriske funnene knyttet til prisendringer, så er den utvidede Calvo-modellen best egnet. Et viktig tilleggspoeng er at modellen er lettere å behandle matematisk enn menykostnadsmodellene. Men det er ønskelig å utvide modellen slik at man kan ta hensyn til både inflasjon og tilbudspriser, samtidig er det viktig å unngå at modellen blir for komplisert. Enkelheten er nettopp en av Calvo-modellens store styrker.

Den teoretiske litteraturen om prisendringer har vist at menykostnadsmodellen predikerer større prisleksibilitet enn Calvo-modellen (Calvo, 1983, Caplin og Spulber, 1987 og Golosov og Lucas 2007). Bedriftene som endrer pris i menykostnadsmodellen gjør det fordi realprisen nå er blitt så lav at gevinsten ved prisendring overstiger kostnaden. I Calvo-modellen vil noen av bedriftene som får mulighet til å endre pris ha eksisterende priser som er langt fra å være optimale, mens andre bedrifter har priser som er nært ved å være optimale. Dermed blir effekten av det monetære sjokket større og mer langvarig i Calvo-modellen enn i menykostnadsmodellen, fordi det tar lenger tid før de nominelle prisene reflekterer det opprinnelige realnivået.

Golosov og Lucas (2007) undersøker både sin egen modell og Calvo-modellen, og finner at realeffektene av et monetært sjokk i deres modell gir seg i løpet av ett kvartal, mens effekten varer mye lenger i Calvo. Uten produktivitetssjokk predikerer deres modell at pengepolitikken ikke har noen realeffekt. I tillegg til Golosov og Lucas' (2007) utvidelser til menykostnadsmodellen, setter Nakamura og Steinsson (2010) opp en menykostnadsmodell med to ytterligere utvidelser: de deler sektorene opp i 14 forskjellige grupper der hver sektor behandles forskjellig, og de oppretter et nettverk av bedrifter der både konsument- og produsentpriser inngår. Denne modellen predikerer at realeffekten av monetære sjokk er betydelig høyere enn i en standard menykostnadsmodell, og dermed er pengepolitikken mer virkningsfull. Vi ser dermed at mikrofundamentet har en reell betydning på prediksjonene til de Ny-Keynesianske makromodellene.

Et naturlig spørsmål å stille seg er derfor hvor stive priser må være for at Ny-Keynesianske makromodeller skal predikere at pengepolitikken har effekt. For å undersøke dette må man estimere en modell og så evaluere resultatene på bakgrunn av ulike grader av prisstivhet. Det er ingen litteratur som ser direkte på dette. Det kan også være at graden av prisstivhet er ulik overfor forskjellige typer sjokk. Boivin, Giannoni og Mihov (2009) finner

at bedrifter reagerer raskere på sektorspesifikke sjokk enn på makroøkonomiske sjokk. De finner at bedrifter reagerer lite i de seks første månedene etter et monetært sjokk, det er ført seks til tolv måneder etter sjokket at de begynner å endre prisene. Dermed kan pengepolitikken ha en effekt selv ved fleksible priser, så lenge prisene er stive i forhold til monetære sjokk. Vi konkluderer med at prisene i vårt datasett er mer fleksible enn tidligere studiers funn, men vi kan allikevel ikke avvise at det er rom for pengepolitikk.

## Referanseliste

- Alvarez, L. J., Burriel, P. & Hernando, I. (2005) Do Decreasing Hazard Functions Make Any Sense? Working Paper No. 461, European Central Bank.
- Alvarez, L. J., Dhyne, E., Hoeberichts, M. M., Kwapil, C., Le Bihan, H., Lünemann, P., Martins, F., Sabbatini, R., Stahl, H., Vermeulen, P. & Vilmunen, J. (2006) Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro Evidence. *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3), s.575-584.
- Aucremanne, L. & Dhyne, E. (2004) How Frequently Do Prices Change? Evidence Based on the Micro Data Underlying the Belgian CPI. Working Paper No. 331, European Central Bank.
- Ball, L. N., Mankiw, G. N., Romer, D. H., (1988) The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off. *Brookings Papers on Economic Activity*, 19(1), s. 1-82
- Barro, R. J. (1972) A Theory of Monopolistic Price Adjustment. *The Review of Economic Studies*, 39(1), s. 17-26.
- Baumgartner, J., Glatzer, E., Rumler, F. & Stiglbauer, A. (2004) How Frequently Do Consumer Prices Change in Austria? Working Paper No. 523, European Central Bank.
- Bils, M. & Klenow, P. J. (2004) Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, 112(5), s. 947-985.
- Blanchard, O & Galí, J. (2005) Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. Working Paper No. 11806, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Blinder, A., Canetti, E. D., Lebow, D. E. & Rudd, J. B. (1998) *Asking About Prices: A New Approach To Understanding Price Stickiness*. New York, Russell Sage Foundation.
- Boivin, J., Giannoni, M. P. & Mihov, I. (2009) Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data. *American Economic Review*, 99(1), s. 350-384.
- Calvo, G. A. (1983) Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), s. 383-398.
- Campbell, J. R. & Eden, B. (2010) Rigid Prices: Evidence from U.S. Scanner Data. FRB Chicago Working Paper No 2005-08.
- Caplin, A. S. & Spulber, D. F. (1987) Menu Costs and the Neutrality of Money. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(4), s. 703-726.
- Cecchetti, S. G. (1986) The Frequency of Price Adjustment: a Study of the Newsstand Prices of Magazines. *Journal of Econometrics*, 31(3), s. 255-274.



- Chevalier, J. A., Kashyap, A. & Rossi, P. E. (2000) Why Don't Prices Rise During Periods of Peak Demand? Evidence from Scanner Data. NBER Working Paper No. 7981.
- Chib, S., Seetaraman, P. B. & Strijnev, A. (2004) Model of Brand Choice with a No-Purchase Option Calibrated to Scanner-Panel Data. *Journal of Marketing Research*, 41(2), s. 184-196.
- Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (1999) The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), s. 1661-1707.
- Dalén, J. (1997) Experiments With Swedish Scanner Data. I: Paper Presented at the International Conference on Price Indices. Voorburg.
- Darby, M. R., Haltiwanger, J. C. & Plant, M. W. (1985) Unemployment-Rate Dynamics and Persistent Unemployment Under Rational Expectations. *American Economic Review*, 75(4), s. 614-637.
- Dhyne, E., Alvarez, L. J., Le Bihan, H., Veronese, G., Dias, D., Hoffmann, J., Jonker, N., Lünemann, P., Rumler, F. & Vilmunen, J. (2006) Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data. *The Journal of Economic Perspectives*, 20(2), s. 171-192.
- Dotsey, M., King, R. G. & Wolman, A. L. (1999) State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), s. 655-690.
- Eden, B. & Jaremski, M. S. (2009) Rigidity, Discreteness and Dispersion in Chain Prices. Working Paper No. 903, Department of Economics, Vanderbilt University.
- Erdem, T., Imai, S. & Keane, M. P. (2003) Brand and Quantity Choice Dynamics Under Price Uncertainty. *Quantitative Marketing and Economics*, 1(1), s. 5-64.
- Erdem, T. & Keane, M. P. (1996) Decision-Making Under Uncertainty: Capturing Dynamic Brand Choice Processes in Turbulent Consumer Goods Markets. *Marketing Science*, 15(1), s. 1-20.
- Erdem, T., Keane, M. P. & Sun, B. (1998) Missing Price and Coupon Availability Data in Scanner Panels: Correcting for the Self-Selection Bias in Choice Model Parameters. *Journal of Econometrics*, 89(1-2), s. 177-196.
- Erdem, T., Keane, M. P. & Sun, B. (2008a) The Impact of Advertising on Consumer Price Sensitivity in Experience Goods Markets. *Quantitative Marketing and Economics*, 6(2), s. 139-176.
- Erdem, T., Keane, M. P. & Sun, B. (2008b) A Dynamic Model of Brand Choice When Price and Advertising Signal Product Quality. *Marketing Science*, 27(6), s. 1111-1125.

- Fougère, D., Le Bihan, H. & Sevestre, P. (2005) Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconometric Investigation. *Journal of Economic and Business Statistics*, 25(3), s. 247-264.
- Gagnon, E. (2007) Menu Costs, Calvo Fairy, Inflation and Micro Facts. Federal Reserve Board.
- Golosov, M. & Lucas, R. E. (2007) Menu Costs and Phillips Curves. *Journal of Political Economy*, 115(2), s. 171-199.
- Götte, L., Minsch, R. & Tyran, J.-R. (2005) Micro Evidence on the Adjustment of Sticky-Price Goods: It's How Often, Not How Much. Discussion Paper, University of Copenhagen.
- Guadagni, P. M. & Little, J. D. C. (1983) A Logit Model of Brand Choice Calibrated on Scanner Data. *Marketing Science*, 2(3), s. 203-238.
- Gupta, S., Chintagunta, P., Kaul, A. & Wittink, D. R. (1996) Do Household Scanner Data Provide Representative Inferences from Brand Choices: A Comparison with Store Data. *Journal of Marketing Research*, 33(4), s. 383-398.
- Hendel, I & Nevo, A. (2005) Measuring the Implications of Sales and Consumer Inventory Behaviour. NBER Working Paper No. 11307.
- Hoffmann, J. & Kurz-Kim, J.-R. (2006) Consumer Price Adjustment Under the Microscope: Germany in a Period of Low Inflation. Working Paper 652, European Central Bank.
- Ivancic, L., Diewert, W. E. & Fox, K. J. (2010) Scanner Data, Time Aggregation and the Construction of Price Indexes. *Journal of Econometrics*, 161(1), s. 24-35.
- Jonker, N., Blijenberg, C. & Folkerts, H. (2004) An Empirical Analysis of Price Setting Behaviour in the Netherlands in the Period 1998-2003 Using Micro Data. Working Paper No. 413, European Central Bank.
- Karande, K. W. & Kumar, V. (1995) The Effect of Brand Characteristics and Retailer Policies on Response to Retail Price Promotions: Implications for Retailers. *Journal of Retailing*, 71(3), s. 249-278.
- Kashyap, A. (1995) Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), s. 245-274.
- Kehoe, P. & Midrigan, V. (2007) Sales, Clustering of Price Changes, and the Real Effects of Monetary Policy. Working Paper, University of Minnesota.
- Kim, B.-D. (1995) Incorporating Heterogeneity with Store-Level Aggregate Data. *Marketing Letters*, 6(2), s. 159-169.

- Kim, B.-D., Blattberg, R. C. & Rossi, P. E. (1995) Modeling the Distribution of Price Sensitivity and Implications for Optimal Retail Pricing. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), s. 291-303.
- Kim, B.-D. & Rossi, P. E. (1994) Purchase Frequency, Sample Selection, and Price Sensitivity: The Heavy-User Bias. *Marketing Letters*, 5(1), s. 57-67.
- Kim, B.-D., Srinivasan, K. & Wilcox, R. T. (1999) Identifying Price Sensitive Consumers: The Relative Merits of Demographic vs. Purchase Pattern Information. *Journal of Retailing*, 75(2), s. 173-193.
- Klenow, P. J. & Kryvtsov, O. (2008) State-Dependent Or Time-Dependent Pricing: Does It Matter For Recent U.S. Inflation? *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), s. 863-904.
- Kovanen, A. (2006) Why Do Prices in Sierra Leone Change So Often? A Case Study Using Micro-Level Price Data. Working Paper No. 06/53, International Monetary Fund.
- Levy, D., Dutta, S. & Bergen, M. (2002) Heterogeneity in Price Rigidity: Evidence from a Case Study Using Microlevel Data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1), s. 197-220.
- Mankiw, G. N., (1985) Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), s. 529-537
- Midrigan, V. (2006) Menu Costs, Multi-Product Firms, and Aggregate Fluctuations. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Murthi, B. P. S., Haruvy, E. & Zhang, H. (2007) The Effect of Variability in Price on Consumer Brand Choice. *Review of Marketing Science*, 5(1).
- Nakamura, E. & Steinsson, J. (2008) Five Facts About Prices: A Reevaluation Of Menu Cost Models. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4), s. 1415-1464.
- Nakamura, E. & Steinsson, J. (2010) Monetary Non-Neutrality in a Multisector Menu Cost Model. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(3), s. 961-1013.
- Reinsdorf, M. B. (1999) Using Scanner Data to Construct CPI Basic Component Indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 17(2), s. 152-160.
- Rotemberg, J. J. (1987), The New Keynesian Microfoundations. *NBER Macroeconomics Annual*, 2, s. 69-104.
- Saita, Y. (2006) Price-Setting in Japan: Evidence From CPI Micro Data. Working Paper Series, No. 06-J-02, Bank of Japan.
- Sheshinski, E & Weiss, Y. (1977) Inflation and Costs of Price Adjustment. *The Review of Economic Studies*, 44(2), s. 287-303.

- Taylor, J. B. (1980) Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *The Journal of Political Economy*, 88(1), s. 1-23.
- Taylor, J. B. (1999) Staggered Prices and Wage Setting in Macroeconomics. I: Taylor, J. B. & Woodford, M. red. *Handbook of Macroeconomics*. New York, Elsevier.
- Veronese, G., Fabiani, S., Gattulli, A. & Sabbatini, R. (2006) Consumer Price Setting in Italy. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 65(1), s. 31-74.
- Vilmunen, J. & Laakkonen, H. (2004) How Often Do Prices Change in Finland? Micro-Level Evidence from the CPI. Working Paper, Bank of Finland.
- Woodford, M. (1996) Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability? NBER Working Paper No. 5684.
- Yoon, K. og Tran, T. V. (2011) Capturing Consumer Heterogeneity in Loyalty Evolution Patterns. *Management Research Review*, 34(6).
- Yun, T. (1996) Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles. *Journal of Monetary Economics*, 37(2-3), s. 345-370.

## Appendiks A Utledning av hasardfunksjonen for utvidet Calvo

$$\begin{aligned}
 h(k) &= \frac{\lambda(1 - \theta_1)\theta_1^{k-1}n(k) + (1 - \lambda)(1 - \theta_2)\theta_2^{k-1}n(k)}{\lambda\theta_1^{k-1}n(k) + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}n(k)} \\
 &= \frac{\lambda(1 - \theta_1)\theta_1^{k-1} + (1 - \lambda)(1 - \theta_2)\theta_2^{k-1}}{\lambda\theta_1^{k-1} + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}} \\
 &= \frac{\lambda(1 - \theta_1)\theta_1^{k-1}}{\lambda\theta_1^{k-1} + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}} + \frac{(1 - \lambda)(1 - \theta_2)\theta_2^{k-1}}{\lambda\theta_1^{k-1} + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}} \\
 &= \frac{\lambda\theta_1^{k-1}}{\lambda\theta_1^{k-1} + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}}(1 - \theta_1) + \frac{(1 - \lambda)\theta_2^{k-1}}{\lambda\theta_1^{k-1} + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}}(1 - \theta_2) \\
 &= \left[ \frac{\lambda\theta_1^{k-1} + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}}{\lambda\theta_1^{k-1}} \right]^{-1} (1 - \theta_1) + \left[ \frac{\lambda\theta_1^{k-1} + (1 - \lambda)\theta_2^{k-1}}{(1 - \lambda)\theta_2^{k-1}} \right]^{-1} (1 - \theta_2) \\
 &= \left[ 1 + \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right) \frac{\theta_2^{k-1}}{\theta_1^{k-1}} \right]^{-1} (1 - \theta_1) + \left[ 1 + \left( \frac{\lambda}{1 - \lambda} \right) \frac{\theta_1^{k-1}}{\theta_2^{k-1}} \right]^{-1} (1 - \theta_2) \\
 &= \left[ 1 + \left( \frac{\theta_2}{\theta_1} \right)^{k-1} \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right) \right]^{-1} (1 - \theta_1) + \left[ 1 + \left( \frac{\lambda}{1 - \lambda} \right) \left( \frac{\theta_1}{\theta_2} \right)^{k-1} \right]^{-1} (1 - \theta_2) \\
 &= \beta_1(k)(1 - \theta_1) + \beta_2(k)(1 - \theta_2)
 \end{aligned}$$

Vi ser at  $\beta_2(k) = 1 - \beta_1(k)$ , ettersom

$$\begin{aligned}
 1 - \beta_1(k) &= 1 - \left[ 1 + \left( \frac{\theta_2}{\theta_1} \right)^{k-1} \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right) \right]^{-1} = 1 - \frac{1}{1 + \left( \frac{\theta_2}{\theta_1} \right)^{k-1} \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right)} \\
 &= \frac{1 + \left( \frac{\theta_2}{\theta_1} \right)^{k-1} \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right) - 1}{1 + \left( \frac{\theta_2}{\theta_1} \right)^{k-1} \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right)} = \frac{\left( \frac{\theta_2}{\theta_1} \right)^{k-1} \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right)}{1 + \left( \frac{\theta_2}{\theta_1} \right)^{k-1} \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right)} \\
 &= \left[ 1 + \frac{1}{\left( \frac{\theta_2}{\theta_1} \right)^{k-1} \left( \frac{1 - \lambda}{\lambda} \right)} \right]^{-1} = \left[ 1 + \left( \frac{\lambda}{1 - \lambda} \right) \left( \frac{\theta_1}{\theta_2} \right)^{k-1} \right]^{-1} = \beta_2(k)
 \end{aligned}$$

Følgelig kan vi sette  $\beta_1 = \beta$  og definere hasardfunksjonen som

$$h(k) = \beta(k)(1 - \theta_1) + [(1 - \beta(k))(1 - \theta_2)]$$

## Appendiks B Utleddning av helningen i hasardkurven for utvidet Calvo

Vi tar utgangspunkt i hasardfunksjonen

$$h(k) = \beta(k)(1 - \theta_1) + [1 - \beta(k)](1 - \theta_2)$$

$$\text{der } \beta(k) = [1 + \left(\frac{\theta_2}{\theta_1}\right)^{k-1} \left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right)]^{-1}$$

Når  $k$  endres, blir endringen i hasardraten lik

$$\begin{aligned} \frac{\Delta h(k)}{\Delta k} &= (1 - \theta_1) \frac{\Delta \beta(k)}{\Delta k} + (1 - \theta_2) \left( -\frac{\beta(k)}{\Delta k} \right) = [1 - \theta_1 - (1 - \theta_2)] \frac{\Delta \beta(k)}{\Delta k} \\ &= (\theta_2 - \theta_1) \frac{\Delta \beta(k)}{\Delta k} \end{aligned}$$

Endringen i hasardraten avhenger følgelig av  $(\theta_2 - \theta_1)$  og  $\frac{\Delta \beta(k)}{\Delta k}$ , som igjen avhenger av forholdet mellom  $\theta_1$  og  $\theta_2$ .

Hvis  $\theta_1 > \theta_2$ , er  $\frac{\theta_2}{\theta_1} < 1$ , og følgelig vil  $\Delta k > 0$  føre til at  $\Delta \left(\frac{\theta_2}{\theta_1}\right)^{k-1} < 0$ . Ettersom vi har at

$0 < \lambda < 1$ , er også  $\Delta \left(\frac{\theta_2}{\theta_1}\right)^{k-1} \frac{1-\lambda}{\lambda} < 0$ , mens  $\Delta [1 + \left(\frac{\theta_2}{\theta_1}\right)^{k-1} \left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right)]^{-1} > 0$ . Følgelig er

$\frac{\Delta \beta(k)}{\Delta k} > 0$ , og ettersom  $\theta_2 - \theta_1 < 0$ , er  $\frac{\Delta h(k)}{\Delta k} < 0$ .

Hvis  $\theta_1 = \theta_2$ , er  $\theta_2 - \theta_1 = 0$  og følgelig  $\frac{\Delta h(k)}{\Delta k} = 0$ .